

RESERVADO

HG4623.P67.C35
1997

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO



MESTRADO EM MATEMÁTICA APLICADA À ECONOMIA E À GESTÃO

TAXAS DE JURO E INFLAÇÃO EM PORTUGAL: TESTES E MODELOS DE PREVISÃO

por

ANÍBAL JORGE DA COSTA CRISTÓVÃO CAIADO

Orientação: Prof. Dr. António de Ascensão Costa

Júri:

Presidente: Prof. Doutor Daniel de Assunção Müller

Vogais: Prof. Doutor Luís Delfim Pereira Moreira dos Santos
Prof. Dr. António de Ascensão Costa

JULHO/1997

X96058084X

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO



MESTRADO EM MATEMÁTICA APLICADA À ECONOMIA E À GESTÃO

***TAXAS DE JURO E INFLAÇÃO EM PORTUGAL:
TESTES E MODELOS DE PREVISÃO***

por

ANÍBAL JORGE DA COSTA CRISTÓVÃO CAIADO

Orientação: Prof. Dr. António de Ascensão Costa

Júri:

Presidente: Prof. Doutor Daniel de Assunção Müller

Vogais: Prof. Doutor Luís Delfim Pereira Moreira dos Santos
Prof. Dr. António de Ascensão Costa

JULHO/1997

GLOSSÁRIO DE SIGLAS E ABREVIATURAS

AF - Activo Financeiro;
AO (*Additive Outlier*) - *Outlier* ou Intervenção do tipo “impulso”;
APB - Associação Portuguesa de Bancos;
ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) - Integrado Misto Autoregressivo e de Médias Móveis;
EA - Erro absoluto;
EAM - Erro absoluto médio;
EPA - Erro percentual absoluto;
EPAM - Erro percentual absoluto médio;
EPNF - Empresas Privadas Não Financeiras;
FAC - Função de autocorrelação;
FACP - Função de autocorrelação parcial;
I1 - Abolição das taxas de juro máximas das operações activas, excepto crédito à habitação e empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação;
I2 - Abolição das taxas de juro máximas das operações activas de crédito à habitação e empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação;
I3 - Abolição dos limites à expansão do crédito bancário;
I4 - Adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio do Sistema Monetário Europeu;
I5 - Abolição da taxa mínima de remuneração dos depósitos a prazo de 180 dias a um ano e do regime poupança-habitação;
I6 - Estabelecimento da liberalização total do movimento de capitais com a União Europeia;
I7 - Alteração das disponibilidades mínimas de caixa de 17 para 2 por cento;
INE - Instituto Nacional de Estatística;
JA - Proveitos Financeiros;
JP - Custos Financeiros;
IPC - Índice de Preços no Consumidor;
LS (*Level Step*) - *Outlier* ou intervenção do tipo “degrau”;
MCE - Mecanismo Corrector do Erro;
MF - Margem Financeira;
MTC - Mecanismo de Taxa de Câmbio;
OLS (*Ordinary Least Squares*) - Mínimos Quadrados;
PF - Passivo Financeiro;
SME - Sistema Monetário Europeu;
TAEPNF - Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Empresas Privadas Não Financeiras (de 91 a 180 dias);
TAPART - Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares (a mais de 5 anos);
TPDP - Taxa de Juro de Depósitos a Prazo (de 181 dias a 1 ano);
TPPH - Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-habitação (a mais de 1 ano);
TVH - Taxa de Variação Homóloga;
TVIPC - Taxa de Variação Homóloga do Índice de Preços no Consumidor;
VAR (*Vector Autoregression*) - Vectorial Autoregressivo.

RESUMO

O propósito do presente trabalho é modelizar quatro sucessões cronológicas de taxas de juro activas e passivas das instituições bancárias em Portugal para os meses de Junho de 1987 a Junho de 1996, e analisar as suas relações de causalidade com a taxa de inflação.

A ocorrência de determinados acontecimentos que interferiram com o comportamento das taxas de juro nominais, como por exemplo, a supressão dos preços máximos e mínimos fixados administrativamente para as operações de empréstimos e depósitos bancários, ou o estabelecimento da liberalização do movimento de capitais com a União Europeia, levou-nos a proceder à modelização de análise de intervenção, associando à metodologia ARIMA univariada de Box-Jenkins os efeitos determinísticos desses choques exógenos (intervenção e *outliers*), de modo a permitir uma melhoria da qualidade do ajustamento dos modelos e uma melhor descrição da estrutura das referidas sucessões. Através da metodologia função transferência e com a inclusão da taxa de inflação, pretende-se mostrar que as variações no nível geral dos preços produzem um efeito sobre as taxas de juro nominais, mas que há desfasamentos que são variáveis consoante o prazo e o tipo de operação (de concessão de empréstimos ou de captação de depósitos). Como alternativa aos modelos de função transferência que, por um lado, partem da hipótese fundamental de ausência de *feedback* ou interdependência entre as sucessões e, por outro lado, exigem adequadas transformações a fim de as tornar branqueadas, o que pode diminuir a força das suas relações de causalidade, procederam-se a testes de causalidade à Granger para modelos VAR bivariados. Das verificações empíricas dos testes realizados, concluiu-se que não existe uma relação de causalidade recíproca no sentido das taxas de juro nominais poderem também ser consideradas preditivas do nível futuro da inflação, e as taxas de juro apenas são influenciadas pelas variações no nível geral dos preços ou integram as expectativas inflacionistas para alguns subperíodos considerados.

Palavras chave: Modelos ARIMA; Modelos de intervenção e detecção de *outliers*; Modelos de função transferência; Causalidade à Granger; Cointegração; Taxas de juro activas e passivas; Taxa de inflação.

ABSTRACT

The purpose of the present work is to modelize four time series concerning the lending and deposit interest rates of the banking institutions in Portugal, from June 1987 to June 1996.

This work also aims at analysing their implications in the inflation rate.

Some facts have had deep influence on the behaviour of the nominal interest rates, such as: the abolition of the maximum and minimum prices administratively fixed for lending operations and banking deposits, or the liberalization of the capital movements within the European Union which led us to the systematization of the intervention analysis associating the Box-Jenkins' univariate ARIMA methodology with the deterministic effects of the exogenous shocks (interventions and outliers), in order to achieve an improvement of quality in the models adjustment, as well as a better description of the abovementioned time series. Through the methodology of transfer function models and with the inclusion of the inflation rate, our purpose is to show that the changes, in what regards the prices general level, affect the nominal interest rates although there are some gaps which vary according to the term and type of operation (lending or deposit-taking). As an alternative to the transfer function models that assume beforehand the crucial hypothesis of the lack of feedback or interdependence between the time series and, on the other hand, demand suitable transformations in order to make them prewhitened (which may reduce the strength of their causal relationships), Granger's causality tests have been carried out for bivariate VAR models. Of the empirical verifiability of the tests carried out, we came to the conclusion that there is no feedback relation confirming that the nominal interest rates might be considered predictive of the future level of inflation. And the interest rates are only affected by the changes occurred in the general price level or take part in the inflation expectations for some of the sub-periods referred to.

Keywords: ARIMA models; Intervention models and outlier detection; Transfer function models; Granger causality; Cointegration; Lending and deposit interest rates; Inflation rate.

- ÍNDICE GERAL -

Lista de Quadros e Figuras.....	10
Agradecimentos.....	13
Introdução.....	14

PARTE I

METODOLOGIA DE ANÁLISE

1. Modelos de Função Transferência.....	17
1.1 Modelos Bivariados.....	17
1.2 Função de Correlação Cruzada.....	19
1.3 Modelização Empírica.....	22
2. Modelos de Intervenção e Detecção de <i>Outliers</i>.....	28
2.1 Modelos de Intervenção.....	28
2.1.1 Modelização Empírica.....	33
2.2 Detecção de <i>Outliers</i>	33
2.2.1 Modelização Empírica.....	35
3. Testes de Causalidade em Modelos VAR.....	36
3.1 Causalidade à Granger.....	36
3.2 Testes de Causalidade.....	38
3.3 Estacionaridade. Testes de Cointegração.....	42

PARTE II

ESTUDO EMPÍRICO DAS TAXAS DE JURO E INFLAÇÃO

4. A Influência da Inflação sobre as Taxas de Juro	47
5. A Rentabilidade Bancária face à Liberalização das Taxas de Juro.....	51
6. Apresentação dos Dados.....	54
6.1 As Sucessões.....	54
6.2 As Intervenções.....	55

7. Taxas de Juro Activas.....	57
7.1 Taxa de Juro de Curto Prazo: Empréstimos e Outros Créditos a EPNF.....	57
7.1.1 <i>Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers.....</i>	58
a) Modelização ARIMA univariada.....	58
b) Modelo com intervenção.....	59
c) Modelização com detecção de outliers.....	60
7.1.2 <i>Modelos de Função Transferência.....</i>	62
a) Modelização bivariada.....	63
b) Modelo com a TVIPC, a intervenção e os outliers como inputs	66
7.1.3 <i>Testes de Causalidade à Granger.....</i>	67
7.1.4 <i>Análise Previsional.....</i>	72
7.1.5 <i>Conclusões.....</i>	73
7.2 Taxa de Juro de Longo Prazo:Empréstimos e Outros Créditos a Particulares..	75
7.2.1 <i>Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers.....</i>	76
a) Modelização ARIMA univariada.....	76
b) Modelo com intervenções.....	77
c) Modelização com detecção de outliers.....	78
7.2.2 <i>Modelos de Função Transferência.....</i>	81
a) Modelização bivariada.....	81
b) Modelo com a TVIPC e as intervenções como inputs	83
7.2.3 <i>Testes de Causalidade à Granger.....</i>	84
7.2.4 <i>Análise Previsional.....</i>	87
7.2.5 <i>Conclusões.....</i>	88
8. Taxas de Juro Passivas.....	90
8.1 Depósitos a Prazo de 180 dias a um ano.....	90
8.1.1 <i>Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers.....</i>	91
a) Modelização ARIMA univariada.....	91

b) Modelo com intervenções.....	92
c) Modelização com detecção de <i>outliers</i>	93
8.1.2 <i>Modelos de Função Transferência</i>	95
8.1.3 <i>Testes de Causalidade à Granger</i>	97
8.1.4 <i>Análise Previsional</i>	100
8.1.5 <i>Conclusões</i>	101
8.2 Depósitos de Poupança-Habitação	103
8.2.1 <i>Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers</i>	104
a) Modelização ARIMA univariada.....	104
b) Modelo com intervenções.....	105
c) Modelização com detecção de <i>outliers</i>	106
8.2.2 <i>Modelos de Função Transferência</i>	107
a) Modelização bivariada.....	108
b) Modelo com a TVIPC, os <i>outliers</i> e as intervenções como <i>inputs</i>	110
8.2.3 <i>Testes de Causalidade à Granger</i>	111
8.2.4 <i>Análise Previsional</i>	114
8.2.5 <i>Conclusões</i>	114
9. Considerações Finais	116
Referências Bibliográficas.....	120
Anexos.....	125
Anexo 1 - Dados Estatísticos.....	126
Anexo 2 - <i>Outputs</i> dos Modelos Estimados.....	131
Anexo 3 - <i>Outputs</i> das Equações Estimadas pelo OLS (Testes de Causalidade e de Cointegração).....	169

- ÍNDICE DE ANEXOS -

ANEXO 1 - DADOS ESTATÍSTICOS.....	126
Taxas de Juro Activas e Passivas e Taxa de Variação Homóloga do IPC.....	127
Variáveis de Intervenção.....	131
ANEXO 2 - <i>OUTPUTS</i> DOS MODELOS ESTIMADOS.....	131
AI - Taxas de Juro Activas.....	132
AI1. Empréstimos e Outros Créditos a Empresas Privadas Não Financeiras.....	132
Modelo (7.1).....	132
Modelo (7.2).....	133
Modelo (7.4).....	134
Modelo para a Taxa de Variação Homóloga do IPC (7.6).....	136
Modelo (7.8).....	137
Modelo (7.10).....	140
AI2. Empréstimos e Outros Créditos a Particulares.....	143
Modelo (7.14).....	143
Modelo (7.16).....	144
Modelo (7.19).....	145
Modelo (7.22).....	148
Modelo (7.24).....	151
AII - Taxas de Juro Passivas.....	153
AII1. Depósitos a Prazo.....	153
Modelo (8.1).....	153
Modelo (8.3).....	154
Modelo (8.6).....	156
AII2. Depósitos de Poupança-Habitação.....	158
Modelo (8.8).....	158
Modelo (8.10).....	159
Modelo (8.12).....	161
Modelo (8.14).....	163
Modelo (8.16).....	166

ANEXO 3 - <i>OUTPUTS</i> DAS EQUAÇÕES ESTIMADAS PELO OLS.....	169
BI - Taxas de Juro Activas	170
BI1. Empréstimos e Outros Créditos a Empresas Privadas Não Financeiras.....	170
Regressão de Cointegração entre TAEPNF e TVIPC(-5).....	170
Regressão de Cointegração entre TAEPNF e TVIPC(-5) (Mar/89 - Jun/96).....	172
Causalidade entre TAEPNF e TVIPC (Jun/87 - Jun/96).....	172
Causalidade entre TAEPNF e TVIPC (Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96).....	177
BI2. Empréstimos e Outros Créditos a Particulares.....	184
Regressão de Cointegração entre TAPART e TVIPC(-8).....	184
Causalidade entre TAPART e TVIPC (Jun/87 - Jun/96).....	186
Causalidade entre TAPART e TVIPC (Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96).....	190
BII - Taxas de Juro Passivas	198
BII1. Depósitos a Prazo.....	198
Regressão de Cointegração entre TPDP e TVIPC(-7).....	198
Regressão de Cointegração entre TPDP e TVIPC(-7) (Mai/92 - Jun/96).....	199
Causalidade entre TPDP e TVIPC (Jun/87 - Jun/96).....	200
Causalidade entre TPDP e TVIPC (Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96).....	204
BII2. Depósitos de Poupança-Habitação.....	212
Regressão de Cointegração entre TPPH e TVIPC(-10).....	212
Regressão de Cointegração entre TPPH e TVIPC(-10) (Mai/92 - Jun/96).....	213
Causalidade entre TPPH e TVIPC (Jun/87 - Jun/96).....	214
Causalidade entre TPPH e TVIPC (Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96).....	218
BIII - Relação entre as Taxas de Juro de Curto e Longo Prazo	226
Causalidade entre TAEPNF e TAPART (Jun/87 - Jun/96, Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96).....	226
Causalidade entre TPDP e TPPH (Jun/87 - Jun/96, Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96).....	227

LISTA DE QUADROS E FIGURAS

QUADROS

Capítulo 1

- I - 1 Tipos Particulares de Modelos de Função Transferência

Capítulo 2

- II - 2 Respostas às Intervenções “Degrau” e “Impulso”
II - 3 Respostas às Intervenções “Degrau” e “Impulso” Combinadas

Capítulo 5

- V - 1 Evolução dos Resultados de Exploração das Instituições Bancárias (1987-95)

Capítulo 7

- VII - 1 Teste de Cointegração entre TAEPNF e TVIPC(-5)
VII - 2 Teste de Causalidade entre TAEPNF e TVIPC (e entre Δ TAEPNF e Δ TVIPC)
VII - 3 Teste de Causalidade entre TAEPNF e a raiz quadrada de TVIPC
VII - 4 Comparação dos Testes de Causalidade entre TAEPNF e TVIPC para os subperíodos Jun/97 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96
VII - 5 Previsão Simulada a Um Passo da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a EPNF - Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio
VII - 6 Teste de Cointegração entre TAPART e TVIPC(-8)
VII - 7 Teste de Causalidade entre TAPART e TVIPC
VII - 8 Comparação dos Testes de Causalidade entre TAPART e TVIPC para os subperíodos Jun/97 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96
VII - 9 Previsão Simulada a Um Passo da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares - Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio

Capítulo 8

- VIII - 1 Teste de Cointegração entre TPDP e TVIPC(-7)
VIII - 2 Teste de Causalidade entre TPDP e TVIPC

- VIII - 3 Comparação dos Testes de Causalidade entre TPDP e TVIPC para os subperíodos Jun/97 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96
- VIII - 4 Previsão Simulada a Um Passo da Taxa de Juro de Depósitos a Prazo - Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio
- VIII - 5 Teste de Cointegração entre TPPH e TVIPC(-10)
- VIII - 6 Teste de Causalidade entre TPPH e TVIPC
- VIII - 7 Comparação dos Testes de Causalidade entre TPPH e TVIPC para os subperíodos Jun/97 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96
- VIII - 8 Previsão Simulada a Um Passo da Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-Habitação - Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio

Capítulo 9

- IX - 1 Quadro - Resumo dos Principais Resultados Obtidos

FIGURAS

Capítulo 5

- V - 1 Evolução dos Indicadores de Gestão Bancária

Capítulo 7

- VII - 1 Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Empresas Privadas Não Financeiras
- VII - 2 Diferenças Simples da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Empresas Privadas Não Financeiras
- VII - 3 Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a EPNF e Taxa de Variação Homóloga do IPC
- VII - 4 Função de Correlação Cruzada entre as Sucessões Branqueadas de TVIPC e TAEPNF
- VII - 5 Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares
- VII - 6 Diferenças Simples do Logaritmo da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares
- VII - 7 Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares e Taxa de Variação Homóloga do IPC

VII - 8 Função de Correlação Cruzada entre as Sucessões Branqueadas de TVIPC e TAPART

Capítulo 8

VIII - 1 Taxa de Juro de Depósitos a Prazo

VIII - 2 Diferenças Simples da Raíz Quadrada da Taxa de Juro de Depósitos a Prazo

VIII - 3 Taxa de Juro de Depósitos a Prazo e Taxa de Variação Homóloga do IPC

VIII - 4 Função de Correlação Cruzada entre as Sucessões Branqueadas de TVIPC e TPDP

VIII - 5 Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-Habitação

VIII - 6 Diferenças Simples da Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-Habitação

VIII - 7 Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-Habitação e Taxa de Variação Homóloga do IPC

VIII - 8 Função de Correlação Cruzada entre as Sucessões Branqueadas de TVIPC e TPPH

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Dr. António de Ascensão Costa, pelo seu elevado empenhamento na orientação desta dissertação, especialmente pelas sugestões de índole científica que foram decisivas para a sua elaboração.

Ao Professor Doutor Daniel Müller, que, além de gentilmente ter cedido o *package* informático e o respectivo manual utilizado na modelização das sucessões cronológicas, manifestou sempre inteira disponibilidade para prestar os necessários esclarecimentos.

Quero ainda expressar os meus sinceros agradecimentos aos meus Pais e à Dina pelo estímulo e apoio dados na feitura deste trabalho.

INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, tem-se assistido a uma profunda transformação no sector bancário português, através da abertura da actividade bancária à iniciativa privada (e às forças do mercado) conjugada com os processos de desregulamentação e inovação financeira, que se intensificaram com a criação de um único espaço bancário europeu, permitindo a qualquer banco exercer a sua actividade em qualquer Estado-membro da União Europeia.

De entre as principais modificações ocorridas na dinâmica recente dos bancos, destaca-se a liberalização das taxas de juro com a progressiva abolição dos limites máximos e mínimos a aplicar respectivamente aos empréstimos e aos depósitos bancários, estabelecidos administrativamente pelas Autoridades Monetárias, passando o processo de formação das taxas de juro a resultar fundamentalmente dos mecanismos da oferta e da procura de capital no mercado.

Constitui o primeiro objectivo do presente trabalho a análise das taxas de juro das instituições bancárias a operar em Portugal, através da modelização de quatro sucessões cronológicas de taxas de juro nominais de operações activas (concessão de empréstimos) e passivas (captação de depósitos) com prazos contratuais distintos em cada uma das duas taxas activas e das duas taxas passivas.

Neste processo pretende avaliar-se os efeitos de acontecimentos exógenos (intervenções e *outliers*), como, a abolição dos limites à concessão de crédito pelos bancos ou a liberalização total dos movimentos de capitais com a União Europeia, sobre as referidas sucessões das taxas de juro e, caso sejam estatisticamente significativos, incluí-los nos modelos, de maneira a melhorar as estimativas dos parâmetros e perceber melhor a estrutura das sucessões em estudo.

Numa outra perspectiva, mais de consideração teórica, propõe-se ainda analisar a relação existente entre as taxas de juro e a inflação, no sentido de verificar empiricamente em que medida é que as variações no nível geral dos preços se repercutem nas taxas de juro nominais (após um desfasamento de quantos meses? se a amplitude desse desfasamento é função do prazo da operação? ou mesmo do tipo de operação?), ou de que forma as taxas nominais integram as expectativas inflacionistas dos agentes económicos, pois será normal que aqueles que emprestam dinheiro aumentem as taxas de juro se esperarem uma subida da taxa de inflação, para se precaverem contra a desvalorização do seu capital. Por outro lado,

sendo as taxas de juro um importante instrumento para a condução das políticas monetária, financeira e cambial, afectando as variáveis económicas, como o investimento e a procura agregada, será que estas podem influenciar ou ser consideradas preditivas do nível futuro dos preços, ou poderá mesmo existir uma relação de causalidade recíproca entre elas?

Para dar respostas a estas e outras questões, vai recorrer-se aos Modelos de Função Transferência e aos Testes de Causalidade para Modelos Vectoriais Autoregressivos (ou simplesmente, Modelos VAR). Os primeiros, de modo a descreverem-se as relações dinâmicas de causalidade desfasada da taxa de inflação para as taxas de juro activas e passivas, e os segundos, com vista a analisarem-se as eventuais relações de interdependência entre as variáveis.

O trabalho encontra-se organizado da seguinte forma. Na primeira parte, que compreende os capítulos um, dois e três, apresentam-se de forma resumida as metodologias adoptadas neste estudo, nomeadamente, no capítulo 1 os Modelos de Função Transferência, no capítulo 2 os Modelos de Intervenção e Detecção de *Outliers*, e no capítulo 3 os Testes de Causalidade à Granger. Segue-se na segunda parte o estudo empírico, começando no capítulo 4 por expor-se brevemente a relação existente entre as taxas de juro e a inflação. No capítulo 5 caracteriza-se a evolução recente dos resultados de exploração e dos indicadores de rentabilidade dos bancos em Portugal face à liberalização da actividade bancária e, em particular, das taxas de juro, ocupando-se o capítulo 6 da apresentação dos dados das sucessões cronológicas utilizadas no estudo bem como das intervenções que eventualmente mais terão afectado as taxas de juro do crédito e dos depósitos. Nos capítulos 7 e 8 apresentam-se e comentam-se os principais resultados da estimação dos modelos ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) univariados e com variáveis de intervenção e *outliers*, e dos modelos de função transferência para as quatro sucessões cronológicas em estudo, assim como os resultados dos testes de cointegração e de causalidade entre as taxas de juro nominais e a taxa de inflação. Por último, no capítulo 9 seguem-se as considerações finais.

A modelização empírica das sucessões cronológicas é feita com o auxílio do *package* informático AUTOBOX PLUS (versão 2.0), sendo os testes de cointegração e causalidade efectuados com base nos *outputs* das equações estimadas através do *software* TSP (versão 4.2 A), cujos principais resultados se apresentam em anexo.

PARTE I

METODOLOGIA DE ANÁLISE

1. Modelos de Função Transferência

Os Modelos de Função Transferência (*Transfer Function Models*), introduzidos por Box e Jenkins (1970), procuram combinar as características dos modelos ARIMA univariados com os modelos clássicos de regressão linear múltipla. Estes modelos têm particular interesse no sentido de permitirem, não só descrever a sucessão em estudo (variável *output*) através do conhecimento do seu próprio passado, como também em função dos valores passados e presentes de uma ou mais variáveis exógenas (variáveis *input*), em certos casos indicadores avançados¹ (*leading indicators*) da sucessão *output*. Em particular, quando as variáveis *input* se comportam como indicadores avançados, os modelos de função transferência permitem antecipar a evolução dos valores futuros da variável *output*, ou seja, conseguem prever o sinal e a magnitude da sua taxa de crescimento.

Neste tipo de modelos, em que as sucessões *output* e *input* são habitualmente constituídas por observações de variáveis aleatórias, devem verificar-se duas hipóteses fundamentais: 1) não existir *feedback* entre o *output* e qualquer um dos *input*, isto é, a sucessão *output* não influenciar qualquer das sucessões *input*; e 2) o *input* ser não correlacionado com os resíduos.

Neste capítulo, tendo em conta os objectivos do presente trabalho, vão descrever-se os modelos de função transferência em que existe apenas uma variável *input* (modelos bivariados).

1.1 Modelos Bivariados

Sejam X_t e Y_t processos estocásticos² individualmente estacionários até à 2ª. ordem, tais que: $E(X_t) = \mu_x$, $E(X_t^2) < \infty$, $COV(X_t, X_{t+k}) = \gamma_x(k)$, $E(Y_t) = \mu_y$, $E(Y_t^2) < \infty$, $COV(Y_t, Y_{t+k}) = \gamma_y(k)$ ($t = 0, 1, 2, \dots$; $k = 0, 1, 2, \dots$); e a covariância entre X_t e Y_s existe e é apenas função da diferença entre os instantes t e s , $E(X_t Y_s) < \infty$ ($t, s = 0, 1, 2, \dots$),

¹ Designação dada pelos economistas nos modelos dinâmicos às variáveis *input* que produzem uma resposta retardada na variável *output*.

² "Famílias ordenadas de variáveis aleatórias" [Murteira, Müller e Turkman (1993)].

$COV(X_t, Y_{t+k}) = \gamma_{xy}(k)$ ($t = 0, 1, 2, \dots; k = \pm 0, \pm 1, \pm 2, \dots$). Num sistema em que apenas existe um *input* e um *output*, a sucessão *output* Y_t e a sucessão *input* X_t estão relacionadas através de um “filtro” linear da forma,

$$Y_t = v(B)X_t + N_t, \quad (1.1)$$

onde $v(B) = v_0 + v_1B + v_2B^2 + \dots$, representa a função transferência, sendo os respectivos parâmetros, v_0, v_1, v_2, \dots , os pesos da função transferência e B o operador atraso tal que: $B^k X_t = X_{t-k}$; N_t é um processo residual ou resíduo (*noise*) independente da sucessão *input* X_t , que combina os efeitos de outros factores que eventualmente possam influenciar o *output*. Na relação (1.1) admite-se que as sucessões N_t e X_t seguem processos ARMA(p,q) estacionários e invertíveis e que $v(B)$ é um rácio de dois polinómios de graus finitos.

Mais concretamente; para a sucessão residual N_t , admite-se que,

$$\phi_p(B)N_t = \theta_q(B)\varepsilon_t, \quad (1.2)$$

onde $\phi_p(B) = 1 - \phi_1B - \dots - \phi_pB^p$ e $\theta_q(B) = 1 - \theta_1B - \dots - \theta_qB^q$ são os polinómios autoregressivos e de médias móveis, respectivamente, cujas raízes se encontram fora do círculo unitário¹, e ε_t é um processo ruído branco com valor esperado nulo e variância σ_ε^2 .

Para a sucessão *input* X_t , admite-se que segue um processo ARMA,

$$\phi_x(B)X_t = \theta_x(B)\alpha_t, \quad (1.3)$$

onde $\phi_x(B)$ e $\theta_x(B)$, definidos de forma idêntica a $\phi_p(B)$ e $\theta_q(B)$ em (1.2), são polinómios de graus p_x e q_x , respectivamente, e α_t representa um ruído branco tal como foi definido ε_t em (1.2).

Finalmente, para tornar parcimoniosa a função transferência $v(B)$ em (1.1), que poderia envolver um número infinito de parâmetros, pode escrever-se $v(B)$ na seguinte forma racional,

¹ Condições de estacionaridade e invertibilidade do modelo. Para um desenvolvimento da caracterização da estacionaridade e invertibilidade dos processos estocásticos pelas características das raízes dos polinómios envolvidos, veja-se Enders (1995).

$$v(B) = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} B^b, \quad (1.4)$$

onde $\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$ e $\delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ são polinómios de graus s e r , respectivamente, e b é um inteiro não negativo que representa o número de períodos que leva a variável *input* a produzir um efeito na variável *output*. Para que o sistema de função transferência (1.4) seja estável, isto é, a soma dos seus pesos seja finita ($\sum |v_i| < \infty$), as raízes do polinómio $\delta_r(B)$ devem ficar fora do círculo unitário.

Uma vez definidos o “ruído” N_t e a função transferência $v(B)$, pode escrever-se o modelo (1.1), combinando (1.2) e (1.4), na forma,

$$Y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} X_{t-b} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \epsilon_t. \quad (1.5)$$

O objectivo da modelização função transferência na forma (1.1) consiste em identificar e estimar a função transferência $v(B)$ e o modelo do “ruído” para N_t , através da informação disponível da sucessão *input* e da sucessão *output*. Assim, constitui tarefa prioritária a especificação dos graus de todos os polinómios envolvidos, ou seja, a identificação dos inteiros (r,s,b) na definição da função transferência e dos inteiros (p,q) na modelização da sucessão residual, de maneira a caracterizar completamente o modelo de função transferência na forma (1.5).

1.2 Função de Correlação Cruzada

A identificação de um modelo particular de função transferência faz-se através do comportamento das correlações cruzadas estimadas entre X_t e Y_{t+k} , que definem a relação entre os valores da sucessão *input* no momento t e da sucessão *output* no momento $t+k$ ($k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$). A função de correlação cruzada tem particular importância no contexto dos modelos de função transferência uma vez que permite, não só medir a intensidade de associação entre as variáveis mas também o sentido dessa associação.

Sejam X_t e Y_t processos estocásticos conjuntamente estacionários [tal como foram definidos em (1.1)], então a correspondente função de correlação cruzada pode ser dada por,

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y}, \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (1.6)$$

onde $\gamma_{xy}(k)$ representa a função de covariância cruzada entre X_t e Y_{t+k} , $COV(X_t, Y_{t+k})$; e σ_x e σ_y são os desvios padrão de X_t e Y_t , respectivamente. As funções de covariância cruzada, $\gamma_{xy}(k)$, e de correlação cruzada, $\rho_{xy}(k)$, são, em geral, funções não simétricas em torno da origem ($k = 0$), isto é, $\gamma_{xy}(k) \neq \gamma_{xy}(-k)$ e $\rho_{xy}(k) \neq \rho_{xy}(-k)$, daí a necessidade de definir $\rho_{xy}(k)$ para $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$.

Refira-se que as funções autocovariância, $\gamma_{xx}(k)$, e autocorrelação, $\rho_{xx}(k)$, contrariamente às funções covariância e correlação cruzada, são funções pares, $\gamma_{xx}(k) = \gamma_{xx}(-k)$ e $\rho_{xx}(k) = \rho_{xx}(-k)$, dado que,

$$\gamma_{xx}(k) = E[(X_t - \mu_x)(X_{t+k} - \mu_x)] = E[(X_t - \mu_x)(X_{t-k} - \mu_x)] = \gamma_{xx}(-k), \quad (1.7)$$

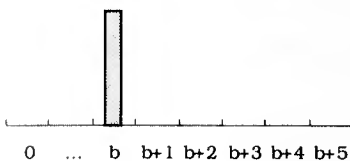

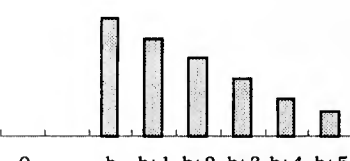
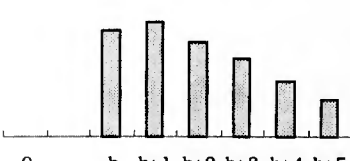
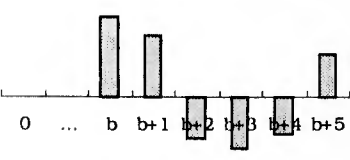

e, desse modo,

$$\rho_{xx}(k) = \rho_{xx}(-k), \quad (1.8)$$

donde estas funções apenas precisam de ser definidas para valores de k não negativos, isto é, $\gamma_{xx}(k)$ e $\rho_{xx}(k)$ para $k = 0, 1, 2, \dots$.

No Quadro I - 1 ilustram-se alguns modelos de função transferência típicos e a sua caracterização em termos de função de correlação cruzada com base nos inteiros (r, s, b).

Quadro I - 1
Tipos Particulares de Modelos de Função Transferência

(r,s,b)	Forma do Modelo	Função de Correlação Cruzada
$(0,0,b)$	$Y_t = \omega_0 X_{t-b} + N_t$	
$(0,1,b)$	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B) X_{t-b} + N_t$	
$(1,0,b)$	$Y_t = \frac{\omega_0}{(1-\delta_1 B)} X_{t-b} + N_t$	
$(1,1,b)$	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1-\delta_1 B)} X_{t-b} + N_t$	
$(2,0,b)$	$Y_t = \frac{\omega_0}{(1-\delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-b} + N_t$	
$(2,1,b)$	$Y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1-\delta_1 B - \delta_2 B^2)} X_{t-b} + N_t$	

Os figurinos teóricos que caracterizam os modelos de função transferência apresentados no mesmo quadro em termos das respectivas funções de correlação cruzada entre as sucessões estacionárias, permitem salientar os seguintes aspectos:

- **Modelo (0,0,b)**, com $\omega_0 > 0$. A função de correlação cruzada é nula para os instantes anteriores e posteriores ao *lag* b , momento em que o *input* produz um efeito no *output*.

- **Modelo (0,1,b)**, com $\omega_0 > 0$ e $\omega_1 < 0$. A função de correlação cruzada é igual a zero para os *lags* inferiores a b , momento em que ocorre um “impulso” e que se mantém actuante até ao *lag* $b + 1$, sendo nulo o seu valor para os instantes seguintes (isto é, para $k > b + 1$).

- **Modelo (1,0,b)**, com $\omega_0 > 0$ e $\delta_1 > 0$. Neste modelo, a função de correlação cruzada exhibe um decaimento do tipo exponencial amortecido a partir do *lag* b .

- **Modelo (1,1,b)**, com $\omega_0 > 0$, $\omega_1 < 0$ e $\delta_1 > 0$. Sendo o inteiro s igual a 1, a função de correlação cruzada apresenta uma estrutura de “figurino fixo” para os *lags* b e $b + 1$, seguindo-se a partir de $b + 1$ um decaimento exponencial amortecido.

- **Modelo (2,0,b)**, com $\omega_0 > 0$, $\delta_1 > 0$, $\delta_2 < 0$ e $\delta_1^2 + 4\delta_2 < 0$. Neste caso, em que as raízes do polinómio $(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2) = 0$ são complexas, a função de correlação cruzada exhibe um decaimento do tipo sinusoidal amortecido a partir do *lag* b .

- **Modelo (2,1,b)**, com $\omega_0 > 0$, $\omega_1 < 0$, $\delta_1 > 0$, $\delta_2 < 0$ e $\delta_1^2 + 4\delta_2 < 0$. A função de correlação cruzada apresenta uma estrutura de “figurino amortecido” de tipo sinusoidal a partir do *lag* $b + 1$.

Refira-se ainda que, nos casos em que $r = 2$, se as raízes do polinómio $(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2) = 0$ forem reais, isto é, se $\delta_1^2 + 4\delta_2 \geq 0$, a função de correlação cruzada tem para os modelos de função transferência teóricos (2,0,b) e (2,1,b) um decaimento exponencial a partir dos *lags* b e $b + 1$, respectivamente.

1.3 Modelização Empírica

No presente trabalho vai adoptar-se a metodologia de análise proposta por Box e Jenkins (1970) para a modelização função transferência, que compreende as etapas de identificação, estimação e avaliação do diagnóstico, nas quais a utilização de um *package* informático, neste caso o AUTOBOX, vai ser imprescindível.

(i) Identificação

A etapa de identificação, numa primeira fase, consiste na especificação dos inteiros (r,s,b) para a definição da função transferência $v(B)$, através do comportamento da função de correlação cruzada estimada entre a sucessão do *input* transformado em ruído branco¹, α_t , vulgarmente conhecido por *input* branqueado, tal como foi definido em (1.3),

$$\alpha_t = \frac{\phi_p(B)}{\theta_q(B)} X_t, \quad (1.9)$$

e a sucessão *output* Y_t “branqueada”², β_t , por aplicação dos mesmos operadores autoregressivos e de médias móveis que se procedeu em (1.9),

$$\beta_t = \frac{\phi_p(B)}{\theta_q(B)} Y_t. \quad (1.10)$$

Assim, sendo $\varepsilon_t = \phi_x(B)/\theta_x(B)N_t$ um processo de ruído branco com esperança matemática nula e não correlacionada com a sucessão α_t , o modelo de função transferência (1.1) pode escrever-se na forma,

$$\beta_t = v(B)\alpha_t + \varepsilon_t, \quad (1.11)$$

ou,

$$\beta_t = v_0\alpha_t + v_1\alpha_{t-1} + \dots + v_k\alpha_{t-k} + \dots + \varepsilon_t. \quad (1.12)$$

Multiplicando ambos os membros da expressão (1.12) por α_{t-k} , $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$, e tomando valores esperados, obtem-se

$$E(\alpha_{t-k}\beta_t) = v_0E(\alpha_{t-k}\alpha_t) + v_1E(\alpha_{t-k}\alpha_{t-1}) + \dots + v_kE(\alpha_{t-k}\alpha_{t-k}) + \dots + E(\alpha_{t-k}\varepsilon_t), \quad (1.13)$$

equivalente a,

¹ A transformação do *input* em ruído branco é um procedimento preliminar básico na construção de um modelo de função transferência causal, pois permite relacionar directamente os valores da função de correlação cruzada com os pesos da função transferência, como se verá adiante.

² Entre aspas pois a aplicação à sucessão *output* dos mesmos operadores do modelo ARMA com que se procedeu ao branqueamento do *input* não transformam necessariamente Y_t em ruído branco.

$$\gamma_{\alpha\beta}(k) = v_0\gamma_{\alpha\alpha}(k) + v_1\gamma_{\alpha\alpha}(k-1) + \dots + v_k\gamma_{\alpha\alpha}(0) + \dots + \gamma_{\alpha\epsilon}(k). \quad (1.14)$$

Uma vez que α_{t-k} é não correlacionado com qualquer α_t para $k \neq 0$ e $\gamma_{\alpha\epsilon}(k) = 0$ para todo o k , pode escrever-se (1.14) na forma

$$v_k = \frac{\gamma_{\alpha\beta}(k)}{\sigma_\alpha^2} = \frac{\sigma_\beta}{\sigma_\alpha} \rho_{\alpha\beta}(k), \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (1.15)$$

E portanto, o peso da função transferência v_k é directamente proporcional à correlação cruzada $\rho_{\alpha\beta}(k)$, $k = 0, 1, 2, \dots$, pelo que estimando a função de correlação cruzada torna-se mais fácil a especificação do terno (r,s,b) e consequentemente a identificação de um tipo de modelo de função transferência¹ (neste processo, deve ter-se em consideração os figurinos teóricos das funções de correlação cruzada, como aqueles apresentados no Quadro I - 1).

Após se ter calculado as correlações cruzadas entre α_t e β_t , procede-se à estimação dos pesos da função transferência, \hat{v}_k , com o emprego da fórmula (1.15), podendo facilmente, com o auxílio do *package* AUTOBOX, testar-se a significância dos valores da função de correlação cruzada estimada ou dos pesos da função transferência estimados [tendo em conta a proporcionalidade directa entre $\rho_{\alpha\beta}(k)$ e v_k dada pela relação (1.15)], e que são estatisticamente diferentes de zero os valores de $\hat{\rho}_{\alpha\beta}(k)$ que se encontram fora do limiar $\pm 1,96(n-k)^{-0.5}$, ao nível de 5%.

Uma vez identificado o terno (r,s,b) e estimados os pesos da função transferência, pode proceder-se à estimação preliminar dos seus parâmetros, expandindo os polinómios $\delta_r(B)$, $v(B)$ e $\omega_s(B)$ em ambos os membros da equação, equivalente a (1.4),

$$\delta_r(B)v(B) = \omega_s(B)B^b, \quad (1.16)$$

como se segue,

$$[1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r][v_0 + v_1 B + \dots] = [\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s]B^b. \quad (1.17)$$

Desenvolvimento este que permite obter as seguintes relações entre os parâmetros:

¹ Se α_t não fosse um ruído branco não era possível obter (1.15). Daí a necessidade de branquear previamente X_t .

$$\begin{aligned}
v_j &= 0 & j < b, \\
v_j &= \delta_1 v_{j-1} + \delta_2 v_{j-2} + \dots + \delta_r v_{j-r} + \omega_0 & j = b, \\
v_j &= \delta_1 v_{j-1} + \delta_2 v_{j-2} + \dots + \delta_r v_{j-r} - \omega_{j-b} & j = b+1, b+2, \dots, b+s, \\
v_j &= \delta_1 v_{j-1} + \delta_2 v_{j-2} + \dots + \delta_r v_{j-r} & j > b+s.
\end{aligned}$$

Substituindo nestas relações, os valores de v_j pelas estimativas dos pesos da função transferência \hat{v}_j , podem determinar-se estimativas preliminares dos parâmetros $\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_r$.

Por último, depois de ser ter feito uma tentativa de identificação da função transferência, isto é, identificado o inteiro b e estabelecido estimativas preliminares dos parâmetros dos polinómios $\hat{\omega}_s(B)$ e $\hat{\delta}_r(B)$, procede-se à estimação (também preliminar) da sucessão residual,

$$\hat{N}_t = Y_t - \hat{v}(B)X_t = Y_t - \frac{\hat{\omega}_s(B)}{\hat{\delta}_r(B)} B^b X_t, \quad (1.18)$$

a qual poderá, com o auxílio das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial (FAC e FACP), ser modelizada por um processo ARMA (p,q) : $\phi_p(B) \hat{N}_t = \theta_q(B)\epsilon_t$.

Uma vez especificados os inteiros r, s, b, p e q , termina o processo de identificação do modelo de função transferência, ficando este completamente caracterizado, como já se tinha referido no final da secção 1.1, através da relação (1.5).

(ii) Estimação dos Parâmetros

A estimação final dos parâmetros do modelo de função transferência, pode ser feita através de um processo iterativo, utilizando o algoritmo de Marquardt¹, iniciado com as estimativas preliminares obtidas na etapa anterior, em que em cada iteração são obtidas novas estimativas para os parâmetros da função transferência e são calculados novos valores para os resíduos. O algoritmo termina na iteração a que corresponde uma soma dos quadrados destes resíduos mínima.

¹ Veja-se Box, Jenkins e Reinsel (1994).

(iii) Avaliação do Diagnóstico

Após se ter identificado o modelo de função transferência e estimado os respectivos parâmetros, torna-se necessário proceder à avaliação do diagnóstico para testar a validade ou adequabilidade do modelo estimado. Esta etapa consiste na avaliação, quer da qualidades estatística dos parâmetros estimados, quer da qualidade do ajustamento do modelo de função transferência ajustado aos dados das sucessões *output* e *input*, destacando-se dois critérios importantes:

a) **Análise das correlações cruzadas.** Uma das hipóteses fundamentais assumidas neste tipo de modelos, é a de que a sucessão do ruído branco ε_t é não correlacionada com a sucessão *input* X_t e portanto, também não correlacionada com a sucessão do *input* branqueado α_t . Para que esta condição seja válida, a função de correlação cruzada estimada $\hat{\rho}_{\alpha\hat{\varepsilon}}(k)$ entre as sucessões branqueada α_t e dos resíduos $\hat{\varepsilon}_t$ não deve apresentar valores significativamente diferentes de zero. Um teste à hipótese da nulidade da função de correlação cruzada para cada *lag* pode ser realizado através da região de aceitação,

$$\hat{\rho}_{\alpha\hat{\varepsilon}}(k) \pm 1,96(n-k)^{-0,5}, \quad (1.19)$$

b) **Análise das autocorrelações e autocorrelações parciais dos resíduos.** Para que o modelo do *noise* (ruído) seja adequado, é necessário assegurar-se que a FAC e a FACP estimadas a partir da sucessão dos resíduos $\hat{\varepsilon}_t$ sejam significativamente iguais a zero para cada k . De acordo com os testes de Bartlett e de Jenkins-Daniels, a nulidade de cada valor individual da FAC e da FACP residuais pode testar-se com base no limite crítico $\pm 2/\sqrt{n}$. Pode ainda efectuar-se um teste à hipótese da nulidade global da FAC dos resíduos, $\rho_{\hat{\varepsilon}}(k)$, $k = 1, 2, \dots, m$, através da estatística de Ljung-Box (também conhecida por estatística de Box-Pierce melhorada),

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m (n-k)^{-1} \hat{\rho}_{\hat{\varepsilon}}^2(k), \quad (1.20)$$

que segue aproximadamente uma distribuição do Qui-Quadrado com $m-p-q$ graus de liberdade, onde $n (= N-d)$, tal como em (1.21), é o número de resíduos calculados e m o número de autocorrelações consideradas.

Finalmente, para além da não significância estatística da função de correlação cruzada estimada entre α_t e $\hat{\epsilon}_t$, e das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial de $\hat{\epsilon}_t$, deve assegurar-se que os parâmetros estimados do modelo de função transferência sejam significativamente diferentes de zero e a correlação existente entre quaisquer dois estimadores não seja elevada¹.

Um modelo de função transferência que se tenha revelado adequado à luz dos diferentes critérios de avaliação do diagnóstico, poderá ser utilizado na **previsão**² da sucessão *output* Y_t com base nos seus valores passados e nos valores passados e presentes da sucessão *input* X_t , etapa essa com particular interesse, como já se referiu anteriormente, no caso de o *input* se comportar como indicador avançado ($b > 0$) do *output*.

¹ Segundo Murteira, Müller e Turkman (1993), um modelo que tenha uma correlação entre quaisquer estimadores superior a 0,7 deve ser rejeitado.

² Para um estudo aprofundado do processo de previsão na metodologia função transferência veja-se Box, Jenkins e Reinsel (1994).

2. Modelos de Intervenção e Detecção de *Outliers*

O objectivo da análise de intervenção consiste em avaliar o impacto de um ou mais choques exógenos no comportamento de uma determinada sucessão cronológica, mais concretamente, sucessão *output*.

Os modelos de intervenção, desenvolvidos por Box e Tiao¹ (1975), são um caso particular dos modelos de função transferência, nos quais as variáveis *input* são acontecimentos exógenos e de natureza determinística² a que se dá a designação genérica de **intervenções** quando o momento de ocorrência é conhecido *a priori*. São exemplos de intervenções: guerras, revoluções, greves, alterações legislativas, crises económicas, decisões políticas, choques petrolíferos, perturbações climáticas, campanhas de publicidade e promoção, etc.

Quando o momento de ocorrência destes fenómenos é desconhecido *a priori*, os *inputs* tomam o nome de **outliers**. A detecção de *outliers* em sucessões cronológicas foi inicialmente introduzida por Fox (1972), ao propor dois modelos paramétricos, *Additive Outlier* e *Innovation Outlier*. Desenvolvimentos mais recentes podem ver-se em autores como Tsay (1986,1988), Chang, Tiao e Chen (1988) e Ljung (1993), onde são propostos métodos iterativos para a detecção de diferentes tipos de *outliers* e alguns procedimentos para a especificação dos respectivos modelos.

2.1 Modelos de Intervenção

Uma intervenção pode mudar abruptamente o nível da sucessão (para cima ou para baixo) a partir de um determinado momento ou após um curto período de tempo, podendo os seus efeitos serem permanentes ou apenas transitórios. Para caracterizar e quantificar a natureza e a magnitude desses efeitos, há que distinguir entre dois tipos de variáveis de intervenção:

¹ Através do artigo "*Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems*", no qual estes autores analisaram os efeitos do controlo da poluição do ar em Los Angeles e de algumas políticas económicas.

² Contrariamente aos modelos de função transferência, nos quais as variáveis *input* são habitualmente realizações de processos estocásticos.



(a) **Variável “degrau”** (*step variable*), representa uma intervenção que ocorre no momento $t = T$ e que permanece actuante desde então,

$$S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T, \\ 1, & t \geq T. \end{cases} \quad (2.1)$$

(b) **Variável “impulso”** (*pulse variable*), correspondente a uma intervenção que ocorre no momento $t = T$ e que tem efeito apenas nesse instante,

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 1, & t = T, \\ 0, & t \neq T. \end{cases} \quad (2.2)$$

Entre os dois tipos de variáveis de intervenção existe a seguinte relação: $P_t^{(T)} = S_t^{(T)} - S_{t-1}^{(T)} = (1 - B) S_t^{(T)}$. Pelo que, um modelo de intervenção pode representar-se de igual forma com a variável “degrau” ou com a variável “impulso”. Para apenas uma variável de intervenção - “degrau” ou “impulso”, designando genericamente por I_t , o modelo que relaciona o *output* com o *input* é definido de forma semelhante a (1.5), pela relação,

$$Y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} B^b I_t + N_t, \quad (2.3)$$

onde $[\omega_s(B)/\delta_r(B)]B^b$ representa a resposta do *output* à intervenção (vulgarmente conhecida por função transferência), sendo $\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$ e $\delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ polinómios de graus s e r , respectivamente, e b representa o número de períodos que leva a intervenção a produzir um efeito no *output*; e N_t a sucessão residual ou *noise* (ou a sucessão do *output* sem a presença da intervenção) e pode representar-se por um processo ARMA(p, q) estacionário e invertível: $\phi_p(B)N_t = \theta_q(B)\epsilon_t$.

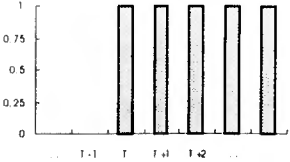
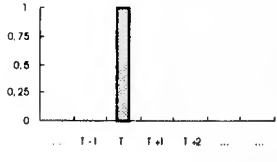
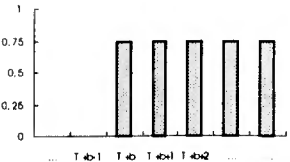
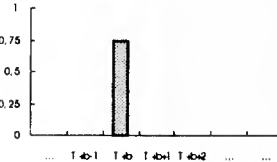
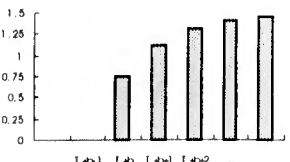
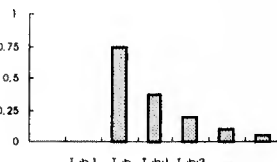
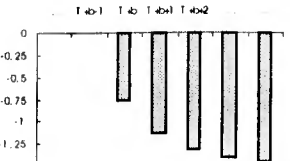
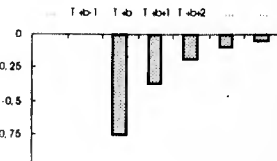
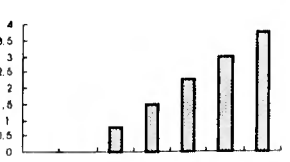
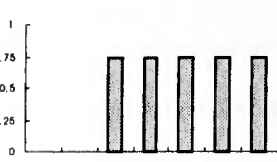
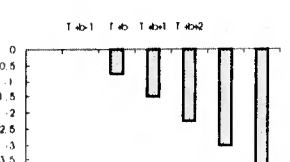
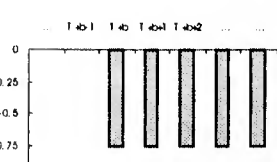
Ainda na relação (2.3), os coeficientes $\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s$ do polinómio $\omega_s(B)$ representam os *efeitos iniciais* da intervenção e os coeficientes $\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_r$ do polinómio $\delta_r(B)$ os

efeitos permanentes da intervenção. As raízes do polinómio $\delta_r(B)$ admitem-se ter módulo igual ou superior à unidade, sendo que uma raíz de módulo unitário representa uma resposta que cresce linearmente enquanto que, se todas as raízes se encontrarem fora do círculo unitário, a resposta é gradual.

No Quadro II - 1 apresentam-se algumas respostas mais comuns às intervenções “degrau” e “impulso”, que poderão constituir um ponto de partida para a identificação da função transferência, uma vez que, sendo o *input* uma variável determinística, não faz qualquer sentido calcular as correlações cruzadas entre o *output* e o *input* para tentar especificar o modelo. O Quadro II - 2 mostra respostas aos modelos com *inputs* “degrau” e “impulso” combinados, as quais combinam os *efeitos iniciais* e *permanentes* das duas intervenções.

Quadro II - 1

Respostas às Intervenções “Degrau” e “Impulso”

Intervenção “Degrau”		Intervenção “Impulso”	
$S_t^{(T)}$		$P_t^{(T)}$	
Respostas			
$\omega B^h S_t^{(T)},$ $\omega = 0,75$		$\omega B^h P_t^{(T)},$ $\omega = 0,75$	
$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} S_t^{(T)},$ $\omega = 0,75,$ $\delta = 0,5$		$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} P_t^{(T)},$ $\omega = 0,75,$ $\delta = 0,5$	
$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} S_t^{(T)},$ $\omega = -0,75,$ $\delta = 0,5$		$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} P_t^{(T)},$ $\omega = -0,75,$ $\delta = 0,5$	
$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} S_t^{(T)},$ $\omega = 0,75,$ $\delta = 1$		$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} P_t^{(T)},$ $\omega = 0,75,$ $\delta = 1$	
$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} S_t^{(T)},$ $\omega = -0,75,$ $\delta = 1$		$\frac{\omega B^h}{1-\delta B} P_t^{(T)},$ $\omega = -0,75,$ $\delta = 1$	

Quadro II - 2
Respostas às Intervenções “Degrau” e “Impulso” Combinadas

$\frac{\omega_0 B^b}{1-\delta B} S_t^{(T)} + \omega_1 B^b P_t^{(T)}$ $\omega_0 = 0,75, \omega_1 = 0,75, \delta = 0,5$	
$\frac{\omega_0 B^b}{1-\delta B} S_t^{(T)} + \omega_1 B^b P_t^{(T)}$ $\omega_0 = -0,75, \omega_1 = -0,75, \delta = 0,5$	
$\frac{\omega_0 B^b}{1-\delta B} P_t^{(T)} + \omega_1 B^b S_t^{(T)}$ $\omega_0 = 0,75, \omega_1 = 0,75, \delta = 0,5$	
$\frac{\omega_0 B^b}{1-\delta B} P_t^{(T)} + \omega_1 B^b S_t^{(T)}$ $\omega_0 = -0,75, \omega_1 = -0,75, \delta = 0,5$	

No caso multivariado, a classe de modelos que descreve a relação entre uma sucessão *output* Y_t e m variáveis de intervenção $I_{i,t}$, $i=1, 2, \dots, m$, é definida pela seguinte relação,

$$Y_t = \frac{\omega_1(B)}{\delta_1(B)} B^{b_1} I_{1,t} + \frac{\omega_2(B)}{\delta_2(B)} B^{b_2} I_{2,t} + \dots + \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} B^{b_m} I_{m,t} + N_t, \quad (2.4)$$

onde $[\omega_i(B) / \delta_i(B)] B^{b_i}$, $i=1, 2, \dots, m$, representa a resposta do *output* Y_t à intervenção $I_{i,t}$; e N_t a sucessão residual e pode descrever-se por um ARMA: $\phi_p(B)N_t = \theta_q(B)\varepsilon_t$.

2.1.1 Modelização Empírica

A especificação de um modelo particular de intervenção pode começar pela especificação do modelo ARIMA (p,d,q) representativo da sucessão residual N_t . Na metodologia de análise, são conhecidas três formas alternativas de identificação do *noise*: a primeira, introduzida por Box e Tiao (1975), consiste em utilizar as observações da sucessão *output* Y_t anteriores à data de ocorrência da primeira intervenção, $\{Y_t; t < T\}$, uma vez que, assumindo a variável de intervenção o valor zero nesse período, $I_t^T = 0, t < T$, a sucessão do *noise* vem dada pela sucessão do *output*, isto é, $Y_t = N_t, t < T$; a segunda hipótese, seria utilizar todas as observações da sucessão *output* excluindo o intervalo (ou intervalos) de tempo em que ocorre a intervenção (ou intervenções) e se fazem sentir os seus efeitos; por último, Murteira, Müller e Turkman (1993) referem uma outra alternativa de identificação, que consiste em incluir todas as observações disponíveis do *output* no modelo se estas forem em número suficientemente grande de forma a atenuar eventuais distorções nas autocorrelações e autocorrelações parciais resultantes da ocorrência da intervenção (ou intervenções).

Uma vez especificado o modelo ARMA(p,q) ou ARIMA(p,d,q) representativo do *noise*, procede-se à identificação dos inteiros (r,s,b) da função transferência, processo no qual deve começar-se por ensaiar formas de resposta da sucessão *output* à intervenção (ou intervenções) o mais parcimoniosas possíveis (como aquelas apresentadas no Quadro II -1). Por último, entra-se no processo habitual de estimação e avaliação do diagnóstico até encontrar resultados estatisticamente satisfatórios.

2.2 Detecção de Outliers

Quando as datas de ocorrência dos acontecimentos que influenciam o comportamento da sucessão não são conhecidas *a priori*, os efeitos dessas intervenções podem causar distorções nas autocorrelações e nas autocorrelações parciais e dessa forma enviesar os parâmetros do modelo ARMA representativo do *noise* na relação (2.3). Nesse sentido, é importante que se consiga identificar esses fenómenos exógenos (*outliers*) e remover os seus efeitos das observações, para melhor compreender a estrutura da sucessão em estudo.

Existem essencialmente quatro modelos paramétricos para a detecção de *outliers* que podem ser caracterizados segundo os efeitos que produzem na sucessão *output*.

(a) **Additive Outlier**, representa uma variável do tipo “impulso” cujo efeito apenas ocorre em $t = T$, sendo nulo o efeito nos restantes momentos. É definido através do modelo,

$$Y_t = Z_t + \omega I_t^{(T)} = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \varepsilon_t + \omega I_t^{(T)}, \quad (2.5)$$

onde Z_t representa a sucessão sem a presença de *outliers*, que admite-se seguir um processo ARMA(p,q) invertível e estacionário: $\phi_p(B)Z_t = \theta_q(B)\varepsilon_t$; e $I_t^{(T)}$ é uma variável binária que indica a presença ou ausência de um *outlier* no momento T , através da relação: $I_t^{(T)} = 1$ se $t = T$ e $I_t^{(T)} = 0$ se $t \neq T$.

(b) **Innovation Outlier**, traduz-se num choque na sucessão residual, cujo efeito faz-se sentir em todas as observações a partir do momento t ($Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots$) segundo a estrutura do sistema descrito por $\theta_q(B)/\phi_p(B)$. Pode descrever-se através da relação,

$$Y_t = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} (\varepsilon_t + \omega I_t^{(T)}) = Z_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \omega I_t^{(T)}. \quad (2.6)$$

(c) **Level Step**, corresponde a uma variável do tipo “degrau”, cujo efeito ocorre em $t = T$ e mantém-se actuante depois desse momento. Define-se através da expressão,

$$Y_t = Z_t + \frac{\omega}{1-B} I_t^{(T)} = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \varepsilon_t + \frac{\omega}{1-B} I_t^{(T)}. \quad (2.7)$$

(d) **Transient Change**, refere-se a um choque na sucessão para $t \geq T$, cujo efeito tende a diminuir a um ritmo exponencial após um impacto inicial. Este *outlier* é definido através do modelo,

$$Y_t = Z_t + \frac{\omega}{1-\delta B} I_t^{(T)} = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} \varepsilon_t + \frac{\omega}{1-\delta B} I_t^{(T)}, \quad (2.8)$$

onde $0 < \delta < 1$. Generalizando, uma sucessão com m *outliers* de diferentes tipos, pode ser representada pela seguinte relação:

$$Y_t = Z_t + \sum_{i=1}^m \omega_i v_i(B) I_t^{(T_i)}, \quad (2.9)$$

onde $Z_t = \theta_q(B)/\phi_p(B)\varepsilon_t$; $v_i(B) = 1$ para um *additive outlier*, $v_i(B) = \theta_q(B)/\phi_p(B)$ para um *innovation outlier*, $v_i(B) = 1/(1-B)$ para um *level step* e $v_i(B) = 1/(1-\delta B)$ para um *transient change*; e $I_t^{(T_i)} = 1$ se $t = T_i$ e $I_t^{(T_i)} = 0$ se $t \neq T_i$.

Tsay (1988) identifica ainda outro modelo para detectar choques exógenos em sucessões cronológicas, designado por **Variance Change**, que se refere a um *outlier* que produz uma alteração na variância da sucessão a partir do momento em que é instituído.

2.2.1 Modelização Empírica

No estudo empírico que vai realizar-se, a detecção de *outliers* (essencialmente de dois tipos, *Additive Outlier* e *Level Step*) será feita automaticamente pelo *package* AUTOBOX, que começa por construir um modelo ARIMA para a sucessão original do *output* Y_t , supondo que não existe nenhum *outlier*, seguindo-se um processo iterativo de regressão dos resíduos obtidos sobre potenciais *outliers*, até conseguir-se, avaliando os efeitos dos seus choques, encontrar “todos”¹ os *Additive Outlier* e *Level Step*. Uma vez encontrados, os *outliers* (cujos momentos de ocorrência passam a ser conhecidos) são incluídos como variáveis de intervenção (“Impulso” e “Degrau”) nos modelos de intervenção introduzidos por Box e Tiao (1975), procedendo-se à identificação da função transferência ou da resposta do *output* às intervenções e de um modelo ARIMA para a sucessão residual com coeficientes estatisticamente significativos. Uma vez especificado a forma do modelo passa-se às etapas habituais de estimação e avaliação das qualidades estatística e do ajustamento.

¹ Entre aspas pois o AUTOBOX apenas faz a detecção de no máximo cinco *outliers*.

3. Testes de Causalidade em Modelos VAR

Os Modelo de Função Transferência partem da hipótese fundamental de ausência de *feedback* entre as sucessões *output* e *input*. No entanto, em muitos problemas económicos, verifica-se que existe por vezes uma relação de causalidade no sentido do *output* influenciar também o *input*. Nestas situações, a utilização deste tipo de modelos pode tornar as inferências inapropriadas ao não considerar a interdependência entre as variáveis em questão. Por outro lado, os Modelos de Função Transferência exigem a aplicação de adequadas transformações a fim de tornar as sucessões cronológicas estacionárias e branqueadas, o que pode diminuir a força da relação dinâmica entre essas variáveis, para além de que, como menciona Zellner (1979), a teoria económica é crítica na interpretação de resultados baseados em variáveis “pré-filtradas”.

A classe de modelos, que toma em consideração a relação de *feedback* e que constitui uma boa alternativa à metodologia função transferência para caracterizar os padrões de causalidade entre variáveis económicas, são os processos VAR (*Vector Autoregressions*).

3.1 Causalidade à Granger

A definição de causalidade entre duas variáveis foi inicialmente discutido por Granger (1969), tendo posteriormente sido popularizada por Sims (1972) ao estudar a relação de causalidade entre a moeda e o rendimento e ao introduzir um teste para as hipóteses da existência de causalidade não direccional do rendimento para a moeda e da moeda para o rendimento. Mais recentemente, vários autores, entre eles Feige e Pearce (1976), Pierce (1977), Haugh e Box (1977), Sargent (1978), Geweke (1982), Christiano e Ljungquist (1988), Stock e Watson (1988), têm discutido o conceito de Granger analisando as relações de causalidade e *feedback* entre importantes variáveis económicas como o Produto Nacional Bruto (PNB) e a oferta de moeda, a taxa de inflação e os principais agregados monetários e de fiscalidade, a moeda e as taxas de juro.

Granger (1969) introduziu o conceito de causalidade, tendo como base duas condições fundamentais: (i) o futuro não pode causar (ou prever) o passado, ou seja, a causalidade estrita pode ocorrer apenas com os valores passados a causar os valores presentes ou futuros; e (ii) apenas tem sentido discutir o conceito de causalidade considerando processos estocásticos, não sendo relevante a sua análise para processos determinísticos.

A ideia base da definição de causalidade à Granger, que a seguir se apresenta, é a de que X_t causa Y_t , se a informação passada da variável X_t permite melhorar as previsões da variável Y_t , isto é, se Y_t for melhor previsto com base nos valores passados de X_t e Y_t juntos do que apenas com os valores passados de Y_t . Formalizando, supondo que Ω contém toda a informação do universo até ao momento t (presente e passada) e $\bar{\Omega}$ toda a informação até ao momento $t-1$ (passada), X contém toda a informação presente e passada da variável X_t , isto é, $X = \{X_s, s \leq t\}$, e \bar{X} apenas a informação passada de X_t , $\bar{X} = \{X_s, s < t\}$, assim como $Y = \{Y_s, s \leq t\}$ e $\bar{Y} = \{Y_s, s < t\}$, e sendo $Y_t(1)$ e $X_t(1)$ os preditores a um passo, respectivamente, das sucessões Y_t e X_t . Então, tem-se as seguintes definições:

(a) **Causalidade.** Diz-se que X_t causa Y_t , se o preditor a um passo de Y_t , $Y_t(1)$, condicionado em toda a informação passada, $\bar{\Omega}$, tem menor erro quadrático médio (EQM) que o do preditor $Y_t(1)$ condicionado em toda a informação passada excluindo a informação de $\bar{X} = \{X_s, s < t\}$, isto é, se

$$\text{EQM}(Y_t(1)|\bar{\Omega}) < \text{EQM}(Y_t(1)|\bar{\Omega} - \bar{X}). \quad (3.1)$$

Por analogia com (3.1), diz-se que Y_t causa X_t , se

$$\text{EQM}(X_t(1)|\bar{\Omega}) < \text{EQM}(X_t(1)|\bar{\Omega} - \bar{Y}). \quad (3.2)$$

(b) **Causalidade Instantânea.** Diz-se que X_t causa instantaneamente Y_t , se as previsões da variável Y_t quando se incluem os valores passados e presentes de X_t são “melhores” do que quando estes não são considerados, isto é, se

$$\text{EQM}(Y_t(1)|\Omega) < \text{EQM}(Y_t(1)|\Omega - X). \quad (3.3)$$

Da mesma forma se diz que Y_t causa instantaneamente X_t , se

$$\text{EQM}(X_t(1)|\Omega) < \text{EQM}(X_t(1)|\Omega - Y). \quad (3.4)$$

(c) **Feedback.** Diz-se que existe *feedback* entre X_t e Y_t , quando X_t causa Y_t e também Y_t causa X_t , isto é, se

$$\begin{aligned} \text{EQM}(Y_t(1)|\bar{\Omega}) &< \text{EQM}(Y_t(1)|\bar{\Omega} - \bar{X}) \text{ e} \\ \text{EQM}(X_t(1)|\bar{\Omega}) &< \text{EQM}(X_t(1)|\bar{\Omega} - \bar{Y}). \end{aligned} \quad (3.5)$$

(d) **Feedback Instantâneo.** Diz-se que existe *feedback* instantâneo entre X_t e Y_t , quando X_t causa instantaneamente Y_t e também Y_t causa instantaneamente X_t , isto é, se

$$\begin{aligned} \text{EQM}(Y_t(1)|\Omega) &< \text{EQM}(Y_t(1)|\Omega - X) \text{ e} \\ \text{EQM}(X_t(1)|\Omega) &< \text{EQM}(X_t(1)|\Omega - Y). \end{aligned} \quad (3.6)$$

Na definição de causalidade apresentada por Granger são impostas algumas restrições importantes para garantir a sua operacionalidade: Primeiro, o conjunto Ω deixa de ter toda a informação presente e passada do universo e passa apenas a ter toda a informação disponível, a que Granger (1969) designa por “*all relevant information*”, e que se resume à informação presente e passada das variáveis X_t e Y_t . Segundo, ao não se assumirem que as sucessões são normalmente distribuídas segundo um processo VAR estacionário de ordem p conhecida, pode invalidar os resultados dos testes de causalidade (que a seguir se apresentam). E por último, o conceito de causalidade à Granger dá demasiado ênfase ao preditor óptimo, o tem sido criticado por alguns autores, entre eles, Harvey (1990), pelo seu carácter puramente estatístico, não tendo em consideração a relação económica de causa e efeito entre as variáveis.

3.2 Testes de causalidade

A caracterização do sentido de causalidade entre duas variáveis, X_t e Y_t , pode ser desenvolvida considerando que o vector $(X_t, Y_t)'$ é gerado por um processo VAR(p)¹ bivariado estacionário, da forma

¹ Um desenvolvimento detalhado deste tipo de modelos pode ver-se em Hamilton (1994).

$$\begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-p} \\ Y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (3.7)$$

onde $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ é um processo ruído branco bivariado com valor esperado igual a zero e matriz covariâncias Σ ,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_{1t}) & \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) \\ \text{cov}(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) & \text{var}(\varepsilon_{2t}) \end{bmatrix}.$$

Desde que todos os elementos de Σ sejam independentes do tempo, pode escrever-se, Σ , na forma mais compactada,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}.$$

No sentido da definição de causalidade à Granger, pode dizer-se que Y_t não causa X_t se na primeira equação do sistema (3.7) não se encontrarem valores desfasados da sucessão Y_t , isto é, se

$$\phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = \dots = \phi_{12}^{(p)} = 0. \quad (3.8)$$

Da mesma forma, diz-se que X_t não causa Y_t se na segunda equação do processo (3.7) não aparecem valores desfasados da sucessão X_t , isto é, se

$$\phi_{21}^{(1)} = \phi_{21}^{(2)} = \dots = \phi_{21}^{(p)} = 0. \quad (3.9)$$

Nesta situação, podem construir-se testes sobre as hipóteses de causalidade e de causalidade instantânea, quer de X_t para Y_t , quer de Y_t para X_t , bem como, caso haja causalidade de X_t para Y_t , testar-se a hipótese de Y_t não causar X_t , hipótese essa que a ser rejeitada levaria a concluir pela existência de uma relação de *feedback* entre as duas variáveis em questão. Os testes a seguir apresentados, para simplificação de exposição, são testes sobre a hipótese nula de que Y_t não causa X_t .

(i) **Teste Directo** (*Direct Test*). Consiste em estimar pelo método dos mínimos quadrados (OLS) a primeira equação do sistema (3.7) sem e com as restrições impostas em (3.8), respectivamente, isto é, efectuar as regressões

$$X_t = c_1 + \phi_{11}^{(1)} X_{t-1} + \phi_{11}^{(2)} X_{t-2} + \dots + \phi_{11}^{(p)} X_{t-p} + \phi_{12}^{(1)} Y_{t-1} + \phi_{12}^{(2)} Y_{t-2} + \dots + \phi_{12}^{(p)} Y_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (3.10)$$

e

$$X_t = c_1 + \phi_{11}^{(1)} X_{t-1} + \phi_{11}^{(2)} X_{t-2} + \dots + \phi_{11}^{(p)} X_{t-p} + \varepsilon_{2t}. \quad (3.11)$$

E testar a nulidade conjunta dos parâmetros associados aos valores desfasados da variável Y_t da relação sem restrições, (3.10), através de um teste- F usando a estatística

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_s) / p}{SQR_s / (T - 2p - 1)}, \quad (3.12)$$

onde SQR_r é a soma de quadrados dos resíduos obtidos da regressão com restrições (3.11) e SQR_s é a soma de quadrados dos resíduos da equação estimada sem restrições (3.10); T é a dimensão efectiva da amostra (sendo necessário ter pelo menos $T + p$ observações das variáveis Y_t e X_t de forma a t correr de 1 até T); e p a amplitude do desfasamento.

Se o valor da estatística- F é maior do que o valor crítico de uma distribuição F com p e $T - 2p - 1$ graus de liberdade, então a hipótese nula de que Y_t não causa X_t é rejeitada, podendo concluir-se, caso F se afaste largamente do limite crítico daquela distribuição, que existe causalidade de Y_t para X_t .

No sentido de causalidade à Granger, a estatística- F apenas é válida assintoticamente pois a relação (3.10) envolve variáveis dependentes desfasadas. Por outro lado, para que as inferências sobre este teste sejam apropriadas é necessário assegurar-se que os erros na regressão de X_t em $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ sejam não correlacionados, isto é, tenham um comportamento semelhante a um ruído branco. Nesse sentido, e tendo em conta que a potência do teste depende da ordem do modelo VAR, que geralmente é desconhecida, deve o analista escolher um p suficientemente grande para não omitir informação relevante dos valores desfasados de X_t , a qual ao ser omitida poderia inflacionar os coeficientes

associados aos valores desfasados de Y_t e assim produzir um fenómeno de regressão espúria.

Como alternativa ao teste de causalidade de Granger (i), Sims (1972) propôs um teste directo para a existência de causalidade não direcional entre duas variáveis:

(ii) **Teste Sims** - que consiste na regressão de Y_t nos valores passados, presentes e futuros de X_t ,

$$Y_t = c + \sum_{j=0}^{\infty} b_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} d_j X_{t+j} + \eta_t, \quad (3.13)$$

com a condição de que os erros η_t sejam não correlacionados com X_s para todo o t e s . A hipótese de que Y_t não causa X_t pode ser testada através de um teste- F à nulidade conjunta dos coeficientes associados aos valores futuros da variável X_t , isto é, à hipótese nula, H_0 : $d_1 = d_2 = \dots = 0$.

A adequabilidade do teste de Sims pode no entanto ser questionada ao não assegurar-se que os erros da regressão (3.1) sejam não correlacionados. Para aliviar este problema, Geweke, Meese e Dent (1983) propuseram um método não paramétrico para a estimação da regressão (3.13), assumindo que os erros η_t podem ser caracterizados por um processo autoregressivo: $\eta_t = \phi_{22}^{-1}(B)v_{2t}$. Multiplicando ambos os membros da equação (3.13) por $h(B) = \phi_{22}^{-1}(B)$, pode escrever-se (3.13) na forma,

$$Y_t = c^* - \sum_{j=1}^{\infty} h_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} b_j^* X_{t-j} + \sum_{j=1}^{\infty} d_j^* X_{t+j} + v_{2t}, \quad (3.14)$$

onde v_{2t} é ruído branco e não correlacionado com nenhuma das variáveis explicativas. A hipótese da não causalidade de Y_t para X_t pode ser testada através de um teste- F à nulidade dos valores futuros de X_t . Por sua vez, autores como Pierce (1977), e Haugh e Box (1977) discutiram o conceito de causalidade entre variáveis económicas com base nas correlações cruzadas entre as sucessões duplamente branqueadas por aplicação de operadores autoregressivos e de médias móveis às sucessões X_t e Y_t separadamente. Segundo Pierce (1977), a transformação das sucessões em ruído branco pode resolver o problema da autocorrelação nos erros; no entanto, conclui que as relações de causalidade

não são muito fortes, o que pode levantar dúvidas quanto a adequabilidade da utilização de sucessões branqueadas na análise dos padrões de causalidade e *feedback* entre sucessões cronológicas.

3.3 Estacionaridade. Testes de Cointegração

Uma das dificuldades da análise VAR é a de que os testes de causalidade são conduzidos no pressuposto das sucessões serem estacionárias, sabendo-se que na prática a maioria das variáveis económicas são não estacionárias ou integradas.

Enquanto que nos modelos ARIMA univariados de Box-Jenkins, o problema da não estacionaridade em média das sucessões pode ser facilmente ultrapassado por diferenciação, nos modelos VAR a consideração de variáveis em diferenças faz com que se perca a informação relativa às suas relações de interdependência e de equilíbrio (ou de longo prazo) frequentemente estabelecidas pela teoria económica. Como forma de superar esta limitação, podem tomar-se variáveis não estacionárias desde que a combinação linear destas seja estacionária. Isto é, se duas variáveis tiveram uma evolução semelhante ao longo do tempo a sua diferença é uma variável estacionária, e estas dizem-se **cointegradas**. Segundo Granger (1988), a existência de cointegração entre duas sucessões integradas em primeiras diferenças implica causalidade em pelo menos uma direcção.

O conceito de cointegração foi formalmente introduzido por Granger (1981) e Engle e Granger (1987) e traduz-se no seguinte. Sejam β um vector de n parâmetros $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e X_t um vector de n variáveis económicas $(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$ com características de equilíbrio no longo prazo, tal que a situação de equilíbrio ocorra quando se verifica a restrição,

$$\beta X_t = 0, \quad (3.15)$$

ou, utilizando notação matricial,

$$\begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 & \dots & \beta_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ \dots \\ X_{nt} \end{bmatrix} = 0. \quad (3.16)$$

Na maior parte do tempo, X_t encontra-se fora da situação de equilíbrio, sendo a distância a que o sistema se encontra da situação de equilíbrio - que se designa por **erro de equilíbrio** Z_t , dada por,

$$Z_t = \beta X_t. \quad (3.17)$$

Estes desvios devem ser limitados por forma a que o processo do erro de equilíbrio seja estacionário. Assim, diz-se que as componentes do vector $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$ são cointegradas de ordem d, b , e designa-se $X_t \sim CI(d, b)$, se:

- Todas as componentes do vector X_t são integradas de ordem $d, I(d)$;
- Existir um vector $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ tal que a combinação linear βX_t seja integrada de ordem $(d - b), I(d - b)$ com $b > 0$.

A essa combinação linear, representada pelo vector β , chama-se **vector cointegrante**. Por exemplo, considerando o caso mais comum em que $d = b = 1$, se o vector X_t é cointegrado, cada componente ou variável em X_t é integrada de ordem um, $I(1)$, e a combinação linear dessas variáveis é integrada de ordem zero, $I(0)$, sendo, portanto, esta última estacionária.

Na definição de cointegração deve tomar-se em conta os seguintes aspectos: a cointegração refere-se à combinação linear de variáveis económicas não estacionárias; todas as variáveis devem ser integradas da mesma ordem, o que não implica necessariamente que estas sejam cointegradas (por outro lado, se as variáveis forem integradas de diferentes ordens, estas não podem ser cointegradas); se o vector X_t tem n componentes, pode existir até $n - 1$ (inclusive) vectores cointegrantes linearmente independentes (no caso em que se tem apenas duas variáveis, se existir um vector cointegrante este tem de ser único).

Para testar a existência de cointegração entre um conjunto de variáveis económicas, Engle e Granger (1987) propuseram um teste à existência de uma raiz unitária no vector dos resíduos da regressão de cointegração. Supondo, por simplificação de exposição, que temos

apenas duas variáveis, sejam Y_t e X_t , e pretendemos determinar se existe uma relação de equilíbrio entre essas variáveis que seja estacionária, isto é, testar por exemplo se as duas variáveis são $I(1)$ e a combinação linear dessas é $I(0)$ ou, o mesmo será dizer, testar se Y_t e X_t são cointegradas de ordem $CI(1,1)$. Os passos a dar são os seguintes:

(i) **Verificação da ordem de integração de ambas as variáveis.** Neste caso, vai proceder-se ao teste introduzido por Dickey e Fuller (1979) para a presença de uma raiz unitária nas sucessões Y_t e X_t , através da estimação pelo OLS das seguintes regressões,

$$\Delta Y_t = c_1 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + e_t, \quad (3.18)$$

e,

$$\Delta X_t = c_2 + \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta X_{t-j} + d_t, \quad (3.19)$$

onde p deve ser suficientemente grande para assegurar que os resíduos e_t e d_t nas regressões (3.18) e (3.19) respectivamente, tenham comportamento análogo a ruído branco¹. O teste estatístico sobre a hipótese nula de que $\gamma = 0$ [o mesmo será dizer $Y_t \sim I(1)$], é feito comparando o rácio entre a estimativa do parâmetro de interesse, $\hat{\gamma}$, e o seu desvio padrão com o respectivo valor crítico da tabela construída por MacKinnon (1991)². Da mesma forma é testada a existência de uma raiz unitária na sucessão X_t [regressão (3.19)], isto é, a hipótese de que $\phi = 0$ ou $X_t \sim I(1)$.

(ii) **Testar a relação de equilíbrio entre Y_t e X_t .** Se os resultados em (i) indicam que ambas as variáveis são integradas de ordem um, $I(1)$, procede-se à estimação da chamada *regressão de cointegração*,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t. \quad (3.20)$$

¹ Com $p > 0$, os testes chamam-se testes aumentados de Dickey-Fuller.

² Os valor críticos assintóticos de MacKinnon para níveis de significância de 1%, 5% e 10% são, respectivamente de -3,43, -3,12 e -2,57. O teste baseado num modelo de "passeio aleatório puro" [regressão (3.18) sem a constante] apresenta os valores críticos de -2,56 (1%), -1,94 (5%) e -1,62 (10%).

Se os resíduos obtidos nesta relação de equilíbrio, $\hat{\varepsilon}_t$, forem estacionários, ou seja $I(0)$, então Y_t e X_t são cointegradas de ordem (1,1). Para determinar a ordem de integração dos resíduos, procede-se a um teste de Engle-Granger com base na regressão de Dickey-Fuller,

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \eta_t. \quad (3.21)$$

A rejeição da hipótese nula de que $\delta = 0$ leva a concluir que a sucessão dos resíduos não contém uma raiz unitária sendo portanto estacionária, pelo que as variáveis Y_t e X_t são cointegradas. Se os resíduos obtidos na regressão (3.21), η_t , não se comportarem como ruído branco, pode realizar-se um teste de Engle-Granger aumentado através da estimação da equação autoregressiva,

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{j=1}^n \pi_j \Delta \hat{\varepsilon}_{t-j} + \eta_t. \quad (3.22)$$

Ambos os testes, baseados nas regressões (3.21) e (3.22), apresentam os mesmos valores críticos da tabela de MacKinnon (1991), respectivamente $-3,90$ (1%), $-3,34$ (5%) e $-3,04$ (10%).

No caso de não haver cointegração, é habitual na literatura estimarem-se os modelos com as variáveis estacionarizadas, nomeadamente em primeiras diferenças. No entanto, alguns autores argumentam que a análise VAR deve respeitar o verdadeiro processo de geração dos dados (mesmo se as sucessões contêm uma raiz unitária) porquanto o seu principal objectivo é analisar a interdependência entre as variáveis e não determinar as estimativas dos parâmetros. Christiano e Ljungqvist (1988), através de um estudo de simulação de Bootstrap, concluíram mesmo que a consideração de um modelo VAR em diferenças faz diminuir a potência da estatística- F para detectar a causalidade à Granger, enquanto que, tal já não acontece quando se toma as sucessões em níveis.

PARTE II

***ESTUDO EMPÍRICO DAS
TAXAS DE JURO E INFLAÇÃO***

4. A Influência da Inflação sobre as Taxas de Juro

A taxa de inflação constitui um factor de crucial importância na análise e até mesmo na previsão das taxas de juro. Entenda-se por taxa de juro a taxa de preferência entre os valores monetários actuais (para aquele que solicita actualmente um capital de empréstimo dispondo-se a pagar posteriormente um pouco mais) e os valores monetários futuros (para aquele que empresta o capital com vista a obter uma justa compensação no futuro por se ter privado de consumir no imediato). Para se perceber a relação entre o nível geral dos preços e as taxas de juro, tem primeiro que ver-se como se formam as expectativas ou antecipações inflacionistas dos agentes económicos (empresas, particulares, etc.). Nesse sentido, é necessário distinguir-se entre *taxa de juro nominal* e *taxa de juro real*, uma vez que a instabilidade dos preços numa economia influencia a rendibilidade de um activo em termos reais. Por último, será importante analisar-se, a partir de verificações empíricas, os mecanismos lógicos da relação de causa e efeito entre as taxas de juro nominais e as taxas de inflação.

No que concerne à formação das expectativas inflacionistas, existem duas concepções opostas: a primeira, considera que os agentes económicos procuram estimar a inflação futura tendo em conta apenas a sua evolução passada; a segunda, estipula que os agentes económicos começam por procurar explicar as causas da inflação, para depois, poderem antecipar a evolução dessas causas no futuro, com vista a estabelecerem as suas expectativas inflacionistas. De entre as duas teorias, a primeira, não tendo que suportar elevados custos na obtenção da informação, parece ser aquela que em geral determina a formação das expectativas de inflação dos agentes económicos.

Para verificar em que medida é que as taxas de juro incorporam as expectativas inflacionistas, deve começar-se por analisar a ligação entre as taxas de juro nominais e reais. A *taxa de juro nominal* (i) é uma taxa monetária de juro ou uma taxa bancária de juro, em que se estabelece uma troca entre um capital no momento t (valor actual), C_t , e um capital no momento $t + 1$ (valor futuro), C_{t+1} , a uma taxa fixada pelo mercado. Obtem-se através da expressão,

$$i = \frac{C_{t+1} - C_t}{C_t} = \frac{C_{t+1}}{C_t} - 1. \quad (4.1)$$



A taxa de juro real (r), por seu turno, corresponde à taxa de rendibilidade real do capital, C_t , durante o período compreendido entre t e $t + 1$. Para o seu cálculo é necessário dividir o valor do capital acumulado, C_{t+1} , por um deflator P (um índice de preços tomado como referência), isto é,

$$r = \frac{\frac{C_{t+1}}{P} - C_t}{C_t} = \frac{C_{t+1}}{PC_t} - 1, \quad (4.2)$$

onde P é o quociente entre o nível dos preços no momento $t + 1$ e o nível dos preços no momento t . Por sua vez, a taxa de inflação (d) é obtida da relação,

$$P = 1 + d, \quad (4.3)$$

da qual resulta,

$$d = P - 1. \quad (4.4)$$

Para se obter a taxa de juro real (r) a partir da taxa de juro nominal (i) corrigida da taxa de inflação (d), multiplicam-se ambos os membros da relação (4.2) por P e substitui-se P por $1 + d$ e C_{t+1} / C_t por $i + 1$, o que resulta na seguinte relação, conhecida por **equação de Fisher** ou **efeito de Fisher**,

$$(1 + d)r = (1 + i) - (1 + d), \quad (4.5)$$

equivalente a,

$$r = \frac{1+i}{1+d} - 1. \quad (4.6)$$

Na óptica de Fisher, a taxa de juro resulta, antes de mais, do efeito das expectativas das variações dos preços, na medida em que: uma subida esperada dos preços leva a um aumento da procura do investimento por parte das empresas, com vista à obtenção de maiores lucros decorrentes, não só do rendimento dos bens de investimento adquiridos, mas também do rendimento automático que resulta do aumento do valor dos activos com a subida do nível geral dos preços, e para financiar esses investimentos, os pedidos de crédito multiplicam-se, fazendo subir as taxas de juro bancárias.

Têm sido realizados vários¹ estudos empíricos para testar a relação entre as taxas de juro e a inflação, nomeadamente para averiguar em que medida é que as expectativas inflacionistas influenciam as taxas de juro nominais. Na base destes trabalhos, encontra-se a teoria de Fisher, segundo a qual a taxa de juro real no momento t (r_t) representa a taxa de juro nominal nesse momento (i_t) corrigida da taxa de inflação esperada entre o momento t e o momento $t + 1$ (d_t^e), o que equivale a dizer, de acordo com a relação (4.6),

$$1 + r_t = \frac{1 + i_t}{1 + d_t^e}. \quad (4.7)$$

Multiplicando ambos os membros de (4.7) por $1 + d_t^e$ e fazendo cálculos, obtém-se,

$$i_t = r_t + d_t^e + r_t d_t^e. \quad (4.8)$$

Na relação (4.8) o termo $r_t d_t^e$, designado por *cross term*, tem um valor normalmente muito baixo, sendo habitualmente ignorado nos estudos empíricos da relação entre i_t e d_t^e . E portanto utiliza-se a fórmula aproximada,

$$i_t = r_t + d_t^e. \quad (4.9)$$

A dificuldade em realizar testes da relação causal entre a taxa de juro nominal e a taxa de inflação resulta do facto de não se conhecer nem a taxa de juro real, r_t , nem a taxa de inflação esperada, d_t^e . Segundo Luckett (1984), o método mais comum para resolver este

¹ Para um resumo veja-se Roll (1972).

problema consiste em assumir que a taxa de juro real é constante no tempo, e depois construir um “modelo de expectativas” para d_t^e , representando d_t^e como a média ponderada das taxas de inflação observadas no passado, partindo da hipótese de que os agentes económicos formam as suas expectativas acerca das variações dos preços no futuro tendo em conta a sua evolução passada. Para testar esta hipótese, pode escrever-se a relação (4.9) na forma,

$$i_t = \bar{r} + \sum_{j=1}^m w_j d_{t-j}, \quad (4.10)$$

onde \bar{r} é uma constante; $w_j, j = 1, 2, \dots, m$, é a ponderação atribuída à taxa de inflação passada d_{t-j} ; e m o número de períodos durante os quais as taxas de inflação foram observadas no passado. Das verificações empíricas deste modelo ressalta que, as taxas de juro nominais aumentam com a inflação, havendo, no entanto, desfasamentos entre as variações no nível dos preços e o efeito sobre as taxas de juro nominais, que são variáveis consoante os prazos contratuais das operações consideradas.

Para além destes estudos, outros testes têm sido realizados para saber se as taxas de juro nominais seriam preditivas da taxa de inflação futura. Das várias conclusões a que se têm chegado, não existe evidência de que as taxas de juro observadas num determinado momento estejam relacionadas com as taxas de inflação observadas ulteriormente. No entanto, Fama (1975) concluiu no seu estudo empírico que, pelo menos durante um determinado período em análise (1953-1971), o mercado parecia ser eficiente¹ no sentido de que as taxas de juro nominais resumem toda a informação acerca das taxas de inflação futuras (expectativas inflacionistas) que consiste nas sucessões cronológicas das taxas de inflação passadas.

¹ Um mercado é eficiente quando os preços dos activos no mercado integram toda a informação disponível, permitindo antecipar correctamente os seus valores futuros.

5. A Rentabilidade Bancária face à Liberalização das Taxas de Juro

A análise das taxas de juro das operações bancárias em Portugal tem vindo a assumir maior importância ao longo dos últimos anos em consequência de se terem registado alterações de relevo. De entre estas destacamos: a reprivatização gradual de vários bancos comerciais; a abertura do mercado à iniciativa dos bancos estrangeiros com a adesão de Portugal à União Europeia em 1986; a liberalização das taxas de juro activas e passivas, permitindo aos bancos decidir livremente as taxas a aplicar aos empréstimos e aos depósitos bancários; a abolição dos limites à concessão de crédito bancário, possibilitando às instituições bancárias eficientes a expansão das suas quotas de mercado; a adesão do escudo ao Menânisimo de Taxa de Câmbio do Sistema Monetário Europeu; e o estabelecimento da liberdade total de movimento de capitais com a União Europeia em finais de 1992.

Esta desregulamentação gradual do sector bancário tem implicado profundas mutações na conduta dos bancos, proporcionando um aumento da concorrência interbancária, principalmente nos preços das operações activas e passivas, com a consequente redução das taxas de juro e das margens de intermediação, o que tem levado os bancos a actuar cada vez mais em actividades cuja remuneração depende da prestação de serviços.

O diferencial entre as taxas de juro activas (do crédito) e as taxas de juro passivas (dos depósitos) constitui um dos determinantes fundamentais da análise da margem financeira e da rentabilidade dos bancos em Portugal. Da evolução recente dos resultados de exploração (Quadro IV), a gestão da margem financeira (efeito quantidade) - que mede a diferença entre os proveitos financeiros e os custos financeiros, tem constituído uma das maiores preocupações dos bancos na geração de lucros.

Quadro V -1

Evolução dos Resultados de Exploração das Instituições Bancárias (1987-95)

Proveitos Financeiros, Custos Financeiros e Margem Financeira

Total do sector em Portugal (10⁶ contos)

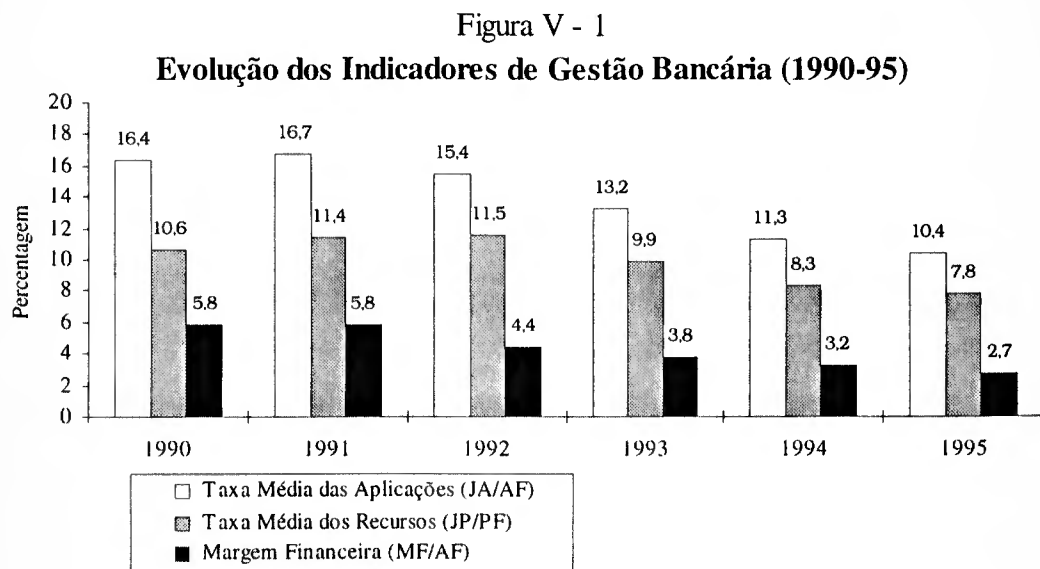
	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Proveitos Financeiros (JA)	785	854	1032	1698	2071	2456	2481	2440	2617
Variação absoluta	-	69	178	666	373	385	25	-41	177
Variação relativa (%)	-	8,8	20,8	64,5	22,0	18,6	1,0	-1,7	7,3
Custos Financeiros (JP)	609	649	780	1143	1387	1756	1777	1747	1953
Variação absoluta	-	40	131	363	244	369	21	-30	206
Variação relativa (%)	-	6,6	20,2	46,5	21,3	26,6	1,2	-1,7	11,8
MARGEM FINANCEIRA (MF)	234	295	392	555	684	700	704	693	664
Variação absoluta	-	61	97	163	129	16	4	-11	-29
Variação relativa (%)	-	26,1	32,9	41,6	23,2	2,3	0,6	-1,7	-4,2

Fonte: Associação Portuguesa de Bancos (APB)

A descida gradual das taxas de juro na generalidade das operações bancárias activas e passivas a partir do ano de 1992, em grande parte devido à progressiva desaceleração do nível geral dos preços (inflação) e do aumento da concorrência no sector, tem conduzido a uma tendência de redução da margem financeira dos bancos, como pôde constatar-se no quadro anterior.

Com efeito, em termos de variação relativa, a margem financeira teve crescimentos bastante elevados de 1988 a 1991, tendo esta experimentado um crescimento praticamente nulo nos anos de 1992 (2,3 por cento) e 1993 (0,6 por cento), e sofrido mesmo crescimentos negativos de 1,7 e 4,2 por cento em 1994 e 1995 respectivamente, que em termos de variação absoluta se traduziram em decréscimos de 11 e 29 milhões de contos.

Na Figura V - 1 pode observar-se o desempenho das instituições bancárias a operar em Portugal durante o período de 1990 a 1995 relativamente aos indicadores de rentabilidade bancária: **taxa média das aplicações**, que relaciona os proveitos financeiros com os activos de exploração; **taxa média dos recursos**, que relaciona os custos financeiros com os passivos financeiros (débitos à vista, débitos a prazo com os depósitos de poupança, débitos representados por títulos e passivos subordinados); e **margem financeira relativa**, que relaciona a margem financeira ou margem de intermediação com as aplicações que com ela apresentam afinidades (aplicações dos bancos em caixa e depósitos em bancos centrais, créditos sobre instituições de crédito, créditos sobre clientes e títulos de rendimento fixo).



A evolução negativa das taxas do crédito e das taxas dos depósitos têm-se reflectido numa quebra acentuada da margem financeira em percentagem do activo financeiro, acompanhando, como já se referiu anteriormente, a descida das taxas de juro na generalidade das operações activas e passivas, e contrariando o ritmo de crescimento da actividade do balanço tendo em conta a progressiva redução da inflação e da expansão da rede de balcões que tem caracterizado a actividade do sector bancário ao longo dos últimos anos.

Com efeito, em 1995 a margem financeira relativa (MF/AF) situava-se em 2,7 por cento, menos 0,5, 1,1, 1,7 e 3,1 pontos percentuais face aos valores observados em 1994, 1993, 1992 e 1991, respectivamente, 3,2, 3,8, 4,4 e 5,8 por cento, em grande parte devido à forte diminuição da taxa média de remuneração dos activos financeiros (JA/AF) como resultado da redução dos preços das operações activas, porquanto o custo médio dos recursos (JP/PF) tem evoluído negativamente a um ritmo mais lento durante esse período.

Em suma, com esta análise pretendeu-se apenas mostrar que a liberalização da actividade do sector bancário e a eliminação progressiva dos indexantes estabelecidos administrativamente para as taxas de juro em substituição de mecanismos formados em mercado, prevalecendo a lei da oferta e da procura de dinheiro, tiveram um impacto importante na evolução das principais rubricas de resultados de exploração e indicadores de rentabilidade dos bancos em Portugal.

6. Apresentação dos Dados

6.1 As Sucessões

Para o estudo que vai realizar-se, foi possível recolher dados, de Junho de 1987 a Dezembro de 1990, das estatísticas monetárias e financeiras elaboradas e referentes à instituição bancária mais representativa do sector nesse período, a Caixa Geral de Depósitos, e através dos Boletins Trimestrais do Banco de Portugal no período de Janeiro de 1990 (momento em que se iniciou a publicação das taxas activas e passivas médias de juro segundo o peso do crédito e dos depósitos nos diversos bancos) a Junho de 1996, o que permitiu construir as quatro sucessões cronológicas seguintes, consideradas numa base mensal num total de 109 observações.

Sucessões de taxas de juro das operações activas:

- Empréstimos e Outros Créditos a Empresas Privadas Não Financeiras (de 91 a 180 dias).
- Empréstimos e Outros Créditos a Particulares (a mais de 5 anos).

Sucessões de taxas de juro das operações passivas:

- Depósitos a Prazo (de 181 dias a 1 ano).
- Depósitos de Poupança-Habitação (a mais de 1 ano).

Segundo Circular¹ do Banco de Portugal, o cálculo das taxas de juro das operações activas é baseado nas taxas médias ponderadas pelos montantes e prazos contratuais das operações, portanto os proveitos que resultam do crédito efectivamente concedido no período, excluindo os prémios de transferência, comissões e sobretaxas em vigor. A fórmula de cálculo é a seguinte:

$$\text{Taxa média} = \frac{\sum c \times t \times r}{\sum c \times t},$$

sendo c o montante da operação, t o prazo da operação e r a taxa de juro da operação. No que se refere às taxas de juro das operações passivas, o seu cálculo é também baseado em taxas médias de juro, para cada tipo de operação, sendo valores médios ponderados pelos montantes e prazos, cuja fórmula é idêntica à utilizada na determinação da taxa média de juro das operações activas.

¹ Série A, N.º. 257, de 25/10/93.

Para além das quatro sucessões cronológicas atrás referidas, foi construída uma outra sucessão relativa à taxa de variação homóloga do **Índice de Preços no Consumidor (IPC)** com base nas estatísticas mensais publicadas pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) para este índice, e que será utilizada como *input* das taxas de juro activas e passivas.

Na compatibilização das séries do IPC (base 1983) com as do IPC (base 1991), adoptou-se a metodologia seguida pelo INE, multiplicando os valores mensais de cada classe da primeira série por um coeficiente igual ao rácio entre o valor (em Maio de 1991) do IPC, base 1991 e do IPC, base 1983. Por sua vez, a taxa de variação homóloga (T.V.H.) do IPC de base 1983, compatibilizada com o de base 1991, foi calculada através da seguinte fórmula:

$$\text{T.V.H. (\%)} = \left(\frac{\text{Índice do mês } n \text{ do ano } N}{\text{Índice do mês } n \text{ do ano } N-1} - 1 \right) \times 100$$

6.2 As Intervenções

Como atrás se referiu, nos últimos 10 anos, operaram-se várias transformações no enquadramento jurídico, operacional e concorrencial das instituições bancárias em Portugal. Das medidas tomadas, que terão proporcionado alterações significativas nos preços das operações activas e passivas e consequentemente na rentabilidade bancária, destacam-se as seguintes intervenções:

- **Aviso n.º 5/88 de 15 de Setembro (I1)**

Foi abolida a taxa de juro máxima das operações activas, excepto para as operações de crédito à habitação e empréstimos concedidos ao abrigo das contas de poupança habitação que se mantem em 17%. As Autoridades Monetárias procuraram, com esta medida, criar condições para uma melhor adequação do custo de crédito bancário aos mecanismos formados no mercado e permitir aos bancos a sua maior diferenciação de acordo com a qualidade dos devedores.

- **Aviso de 18 de Março de 1989 (I2)**

Foi abolida a taxa de juro máxima das operações de crédito à habitação e empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação. As taxas de juro das referidas

operações de crédito contratadas antes desta data serão estabelecidas pelas instituições de crédito, não podendo exceder 17,5 por cento.

- **Março de 1990 (I3)**

Abolição dos limites à expansão do crédito bancário. O Banco de Portugal anunciou uma taxa de crescimento máxima recomendada para o crédito líquido à economia de -2,5 por cento, em média, para a primeira metade do ano.

- **6 de Abril de 1992 (I4)**

Adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio (MTC) do Sistema Monetário Europeu (SME). A referida integração teve lugar a uma taxa central de 178,735 escudos para o ECU, podendo o escudo flutuar, transitoriamente, dentro de uma banda de ± 6 por cento, em torno das taxas centrais relativas às restantes moedas que participam no MTC.

- **Aviso n.º 5/92 (2ª série) de 20 de Maio (I5)**

Deixou de ser fixada, por via administrativa, a taxa mínima de remuneração dos depósitos a prazo superior a 180 dias até um ano e depósitos do regime poupança-habitação.

- **Dec.-Lei n.º 298/92 de 31 de Dezembro (I6)**

Foi aprovado o regime Geral das Instituições de Crédito e Sociedades Financeiras (nova lei bancária). Esta reforma da regulamentação geral do sistema financeiro português permitiu o estabelecimento da liberalização total dos movimentos de capitais com a União Europeia.

- **Aviso n.º 7/94 de 19.10.94, D.R. n.º 246 (2.ª Série, 2.º Supl.) de 24 Outubro (I7)**

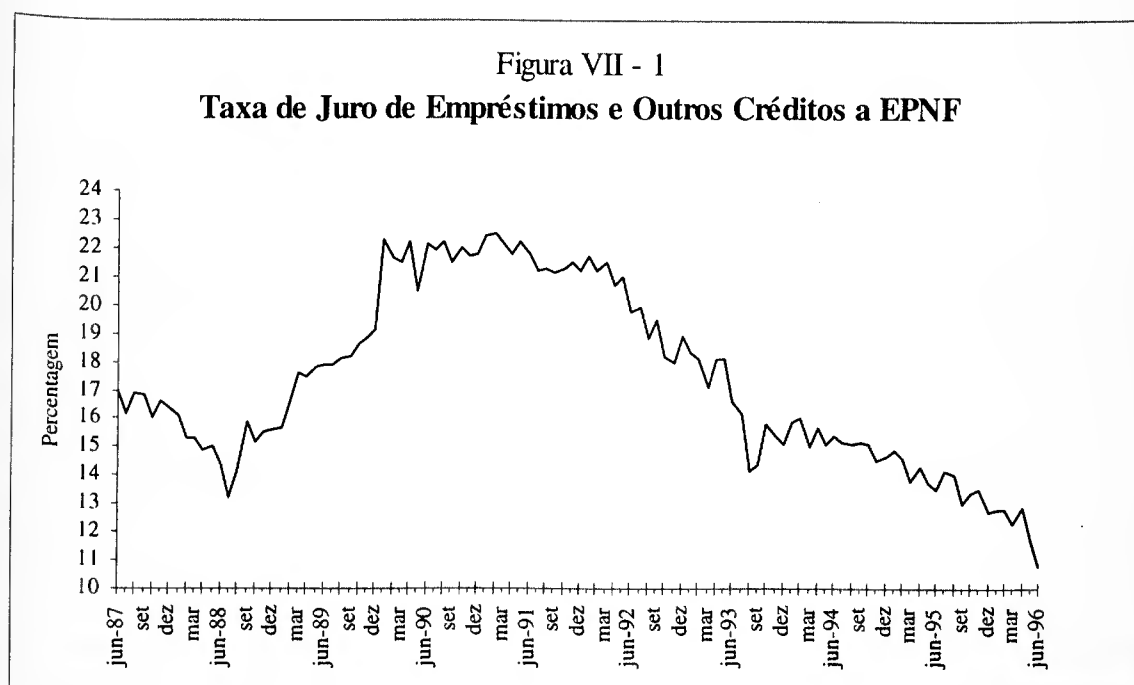
Estabeleceu-se um coeficiente de disponibilidades mínimas de caixa de 2 por cento, que passou a vigorar a partir do período de cálculo de responsabilidades iniciado em 01.11.94. O Banco de Portugal emitiu Títulos de Depósito, que foram subscritos pelas instituições sujeitas à constituição de disponibilidades mínimas de caixa, para titular as anteriores reservas de caixa, que correspondiam no anterior regime a 17 por cento, tendo no entanto disponibilizado uma pequena percentagem naquela data.

A representação de cada uma destas intervenções, sob a forma de *step variables*, encontra-se em anexo.

7. Taxas de Juro Activas

7.1 Taxa de Juro de Curto Prazo: Empréstimos e Outros Créditos a EPNF

Na Figura VII -1 pode observar-se o cronograma da sucessão cronológica da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Empresas Privadas Não Financeiras (EPNF) de **91 até 180 dias**, referente ao período de Junho de 1987 até Junho de 1996 e considerada numa base mensal.

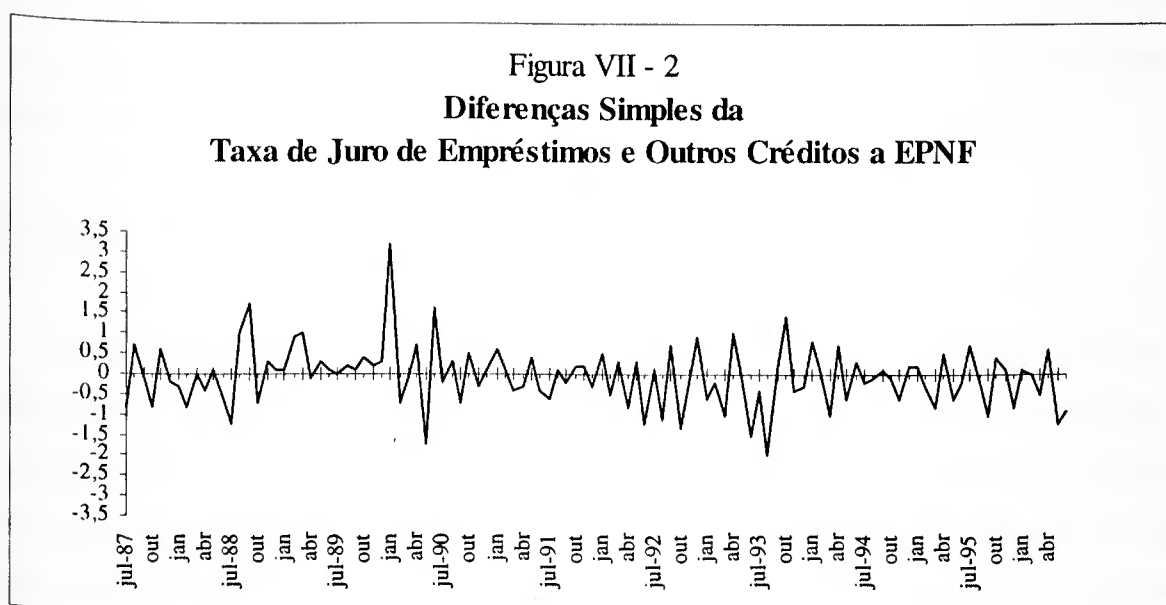


Da análise da figura, constata-se claramente a não estacionaridade em média da sucessão, notando-se em particular, uma tendência decrescente da taxa de juro a partir do início do ano de 1992. Não evidenciando instabilidade na variância nem movimentos de carácter sazonal, a sucessão foi apenas sujeita a uma diferenciação simples a fim de neutralizar a tendência.

7.1.1 Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers

a) Modelização ARIMA univariada

Utilizando a sucessão transformada (ver Figura VII - 2), $(1-B)Y_t$, procedeu-se à identificação de um modelo ARMA (p,q) com base no comportamento da função de autocorrelação (FAC) e da função de autocorrelação parcial (FACP) estimadas para a mesma, tendo-se chegado a um modelo com uma diferenciação simples e um factor autoregressivo de grau um.



Recorrendo à técnica de *backasting*¹, estimou-se o modelo ARIMA (1,1,0) para a sucessão da taxa de juro do crédito a EPNF através do *package* AUTOBOX. Foi feita a pesquisa óptima do parâmetro λ - transformação Box-Cox², que neste caso se veio a verificar ser $\lambda = 1$. A relação estimada foi a seguinte,

$$(1-B)Y_t = 1/(1+0,21855B)\varepsilon_t, \quad (7.1)$$
$$[-2,31]$$

¹ Metodologia introduzida por Box e Jenkins (1970), que através da previsão dos valores da sucessão para períodos anteriores aos observados permite a estimação não condicional (máxima verosimilhança ou mínimos quadrados) dos parâmetros.

² Adequada transformação paramétrica para estabilizar a variância da sucessão cronológica, sendo, no caso do AUTOBOX, o parâmetro λ escolhido do conjunto de valores $(-1; -0.5; 0; 0.5; 1)$, a que correspondem respectivamente as transformações $(1/X_t; 1/\sqrt{X_t}; \ln X_t; \sqrt{X_t}; X_t)$.

significativamente diferentes de zero e a correlação entre ambas é quase nula ($-0,1268$), podendo considerar-se o modelo como estável; as raízes do polinómio autoregressivo encontram-se fora do círculo unitário, sendo portanto um processo estacionário para além de invertível; a sucessão dos resíduos não apresenta autocorrelações nem autocorrelações parciais significativas; e o valor da estatística Q correspondente ao *lag* 24 ($Q = 20$) permite aceitar a hipótese da nulidade global da FAC residual com uma probabilidade de 0,713.

O coeficiente da variável “degrau” (1,7557) indica que a supressão dos limites máximos para os preços das operações activas, anunciado em Setembro de 1988 pelo Banco de Portugal, motivou o aumento da taxa de juro activa de empréstimos e outros créditos ao sector privado não financeiro em cerca de 1,8 pontos percentuais face ao mês anterior. Esta subida notória do custo do crédito bancário pode dever-se a um aumento da procura por parte das empresas privadas naquele período conjugado com a restrição ao crescimento do crédito ainda imposta aos Bancos pelas Autoridades Monetárias.

c) Modelização com detecção de *outliers*

O objectivo da análise que vai seguir-se, como se referiu na secção 2.2, consistirá em quantificar os efeitos produzidos na sucessão da taxa de juro activa por fenómenos exógenos cujas datas de ocorrência são desconhecidas *a priori* (*outliers*).

Utilizando o *software* AUTOBOX para a pesquisa automática de *outliers*, obteve-se, depois de sucessivas iterações, o seguinte modelo de intervenção,

$$\begin{aligned} (1-B) Y_t = & 1,7687(1-B) S_t^{(16)} + 3,1076(1-B) S_t^{(32)} - 1,5151(1-B) P_t^{(36)} - \\ & [3,20] \quad [5,69] \quad [-3,42] \\ & - 2,0458(1-B) S_t^{(75)} + 1,3534(1-B) S_t^{(77)} + 1/(1+0,24406B) \epsilon_t, \quad (7.4) \\ & [-3,74] \quad [2,48] \quad [-2,45] \end{aligned}$$

ou,

$$\begin{aligned} Y_t = & 1,7687 S_t^{(16)} + 3,1076 S_t^{(32)} - 1,5151 P_t^{(36)} - \\ & - 2,0458 S_t^{(75)} + 1,3534 S_t^{(77)} + 1/[(1-B)(1+0,24406B)] \epsilon_t, \quad (7.5) \end{aligned}$$

com $\sigma_e^2 = 0,28411$. Tendo em conta os diferentes testes de avaliação da qualidade estatística e do ajustamento, pode dizer-se que o modelo estimado descreve satisfatoriamente a sucessão. O único senão deste modelo corresponde à FAC e à FACP residuais para o *lag* 9 ao apresentarem valores, 0,228 e 0,195, ligeiramente fora dos respectivos limites críticos, $\pm 0,204$ e $\pm 0,188$.

No quadro seguinte apresentam-se os tipos de *outliers* detectados pelo AUTOBOX, através da relação (7.4) ou (7.5), bem como a magnitude dos seus efeitos.

Obs. N.º	Data	Tipo	Magnitude
16	SET/88	<i>Level Step</i>	1,7687
32	JAN/90	<i>Level Step</i>	3,1076
36	MAI/90	<i>Additive Outlier</i>	-1,5151
75	AGO/93	<i>Level Step</i>	-2,0458
77	OUT/93	<i>Level Step</i>	1,3534

A consideração destes choques exógenos na sucessão pode estar relacionada com os fenómenos que se passam a referir em função do momento:

- A intervenção do tipo “degrau” (*Level Step*) ocorrida em **Setembro de 1988**, tal como já tinha sucedido no modelo de intervenção (7.3), traduziu-se numa subida da taxa de juro activa em cerca de 1,8 pontos percentuais face ao mês de Agosto do mesmo ano, mantendo-se portanto o coeficiente estável.
- Em **Janeiro de 1990**, o efeito produzido pelo *Level Step* de magnitude igual a 3,1076 e que originou uma subida da taxa de juro de aproximadamente 3,1 pontos percentuais em relação ao mês anterior, parece dever-se à quebra de estrutura verificada na sucessão naquele período (recorde-se que a sucessão da taxa de juro activa, até Dezembro de 1989, foi construída com dados relativos à taxa de juro praticada pela instituição bancária mais representativa do sector e das operações em questão e, a partir do mês de Janeiro de 1990, foi construída com base numa taxa ponderada segundo o peso do crédito dos diversos Bancos a operar em Portugal e corrigida de observações anómalas).
- Em **Maio de 1990** foi detectado um *outlier* do tipo aditivo, cujo efeito se traduziu numa quebra da taxa de juro em cerca de 1,5 pontos percentuais face a Abril do mesmo ano. Para este impulso de coeficiente negativo (-1,5151) não se encontra uma

justificação muito plausível do ponto de vista económico, uma vez que não reflecte o ritmo de crescimento da procura do crédito bancário pelo sector privado durante os primeiros meses do ano de 1990. Refira-se, no entanto, que após a abolição dos limites à expansão do crédito, em Março de 1990, as Autoridades Monetárias introduziram um sistema de controlo monetário indirecto adoptando algumas medidas de orientação do mercado, das quais se destaca, em Maio de 1990, a revisão do regime de disponibilidades mínimas de caixa que passou a vigorar desde Junho de 1990, tendo sido fixado o respectivo coeficiente em 17%. Com este novo regime assistiu-se no Mercado Monetário Interbancário a uma maior volatilidade nas taxas de juro das operações de menor prazo através do clima de incerteza que se instalou no meio bancário e nas dificuldades de adaptação dos Bancos à gestão temporal da liquidez, a qual poderá ter-se repercutido na taxa de juro do crédito a EPNF.

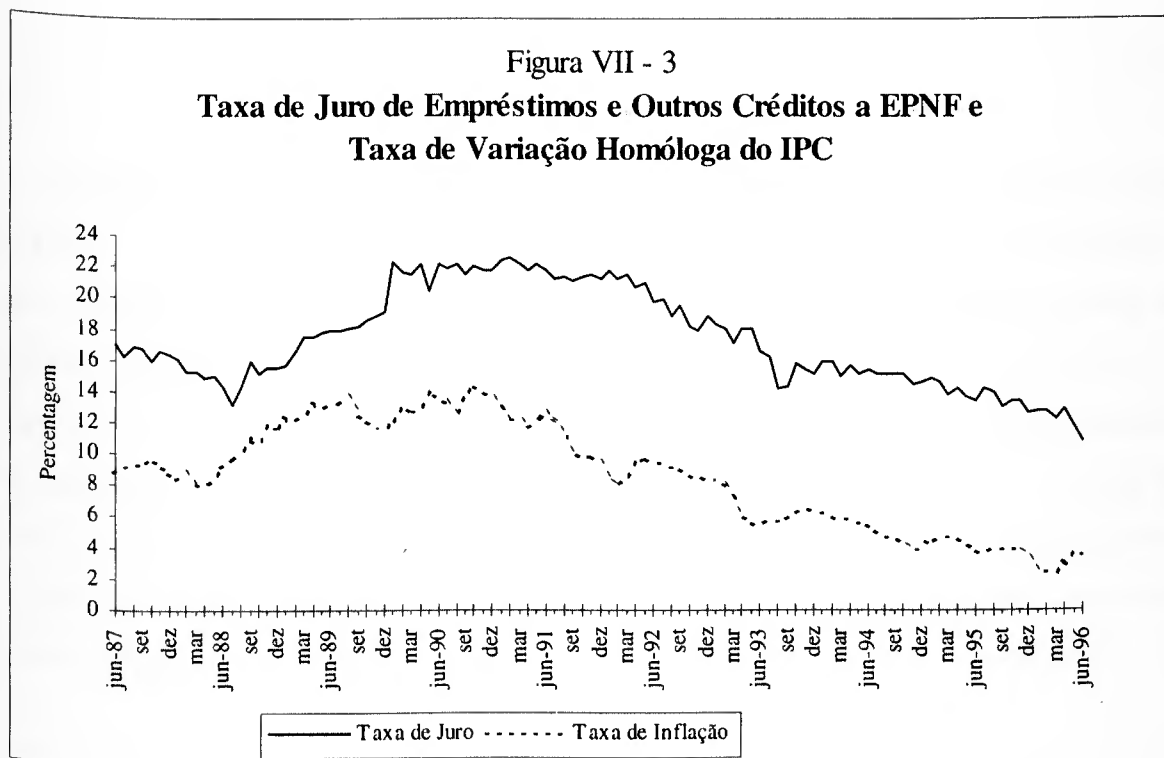
- O aumento do risco de crédito associado à deterioração económica das empresas terá conduzido à estagnação do crédito bancário particularmente aos sectores da agricultura e indústria no segundo semestre de 1993, o que motivou uma redução da taxa de juro do crédito ao sector privado não financeiro em **Agosto de 1993** em cerca de 2 pontos percentuais face ao nível verificado no mês anterior.
- O coeficiente da variável *Level Step* (1,3534) detectada pelo AUTOBOX, indica que em **Outubro de 1993** houve um aumento na taxa de juro de aproximadamente 1,4 pontos percentuais em relação a Setembro, continuando a assistir-se por parte dos Bancos a um controlo do risco de crédito das suas carteiras de activos, direccionando as suas aplicações em activos externos face à incerteza cambial que caracterizou o ano de 1993. Este facto terá levado a uma restrição do crédito bancário a empresas não financeiras que se reflectiu no aumento do seu custo em Outubro de 1993.

7.1.2 Modelos de Função Transferência

Tendo em conta a influência das variações no nível geral dos preços sobre as variações das taxas de juro nominais, a qual se tem verificado empiricamente em vários trabalhos de “campo” (como se referiu na secção 4), vai analisar-se, através da metodologia função transferência, o comportamento da sucessão da taxa de juro de empréstimos e outros créditos a empresas privadas não financeiras utilizando, como variável explicativa (ou até

como indicador avançado), a taxa de inflação (medida pela taxa de variação homóloga do IPC), bem como as intervenções e os *outliers* que mais afectaram o andamento real da sucessão em estudo.

Na Figura VII -3 pode observar-se os cronogramas das duas sucessões cronológicas, sendo notória a elevada relação existente entre si pela forma como a sucessão da taxa de variação do IPC acompanha a sucessão da taxa de juro nominal activa no período em análise.



a) Modelização bivariada

Após ter sido estacionarizada a sucessão da taxa de variação homóloga do IPC (sucessão *input*), com uma diferenciação simples e a transformação óptima de Box-Cox com $\lambda = 0.5$, procurou-se o melhor modelo ARMA para a transformar em ruído branco, o que resultou na seguinte relação,

$$(1-0,44273B)(1+0,50247B^{12})x_t = \alpha_t, \quad (7.6)$$

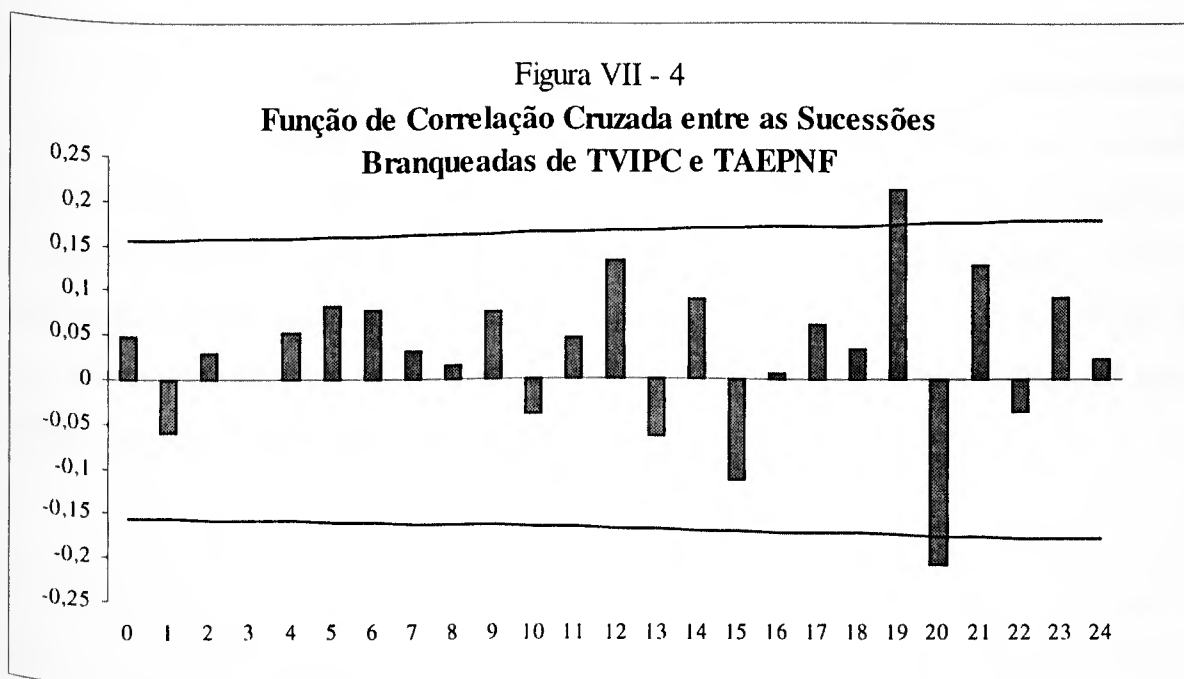
[5,12] [-5,51]

onde $x_t = (1-B)\sqrt{X_t}$ e α_t é a sucessão do *input* branqueado. O modelo estimado revelou-se bastante adequado no que diz respeito aos diferentes testes de avaliação, quer da qualidade estatística, quer da qualidade do ajustamento (apenas a FACP para o *lag* 18 deixa algumas dúvidas).

Por sua vez, a sucessão *output*, estacionarizada com $y_t = (1-B)Y_t$, foi “branqueada” com a aplicação dos mesmos operadores autoregressivos que permitiram o branqueamento de x_t ,

$$(1-0,44273B)(1+0,50247B^{12}) y_t = \beta_t. \quad (7.7)$$

Na Figura VII - 4 encontram-se as correlações cruzadas entre as sucessões do *input* (TVIPC) e *output* (TAEPNF) branqueadas (com a taxa de inflação adiantada em relação à taxa de juro) e as bandas de significância $\pm 1,5\sigma$ (isto é, 1,5 vezes o desvio padrão da correlação cruzada correspondente a cada *lag* considerado), podendo notar-se que para os *lags* 19 e 20, a função de correlação cruzada excede o limiar de aceitação $\pm 1,5\sigma$. No sentido de averiguar a eventual existência de *feedback* entre as variáveis, procedeu-se também ao cálculo das correlações cruzadas entre o *input* e o *output* branqueados para *lags* negativos, no qual se veio a verificar que, apenas para o *lag* 4 a correspondente correlação cruzada se encontra ligeiramente fora do limiar $\pm 1,5\sigma$ (o que nos parece ser puramente accidental).



Segundo o modelo estimado, os efeitos de alterações na taxa de inflação fazem-se sentir na taxa de juro do crédito ao sector privado não financeiro apenas ao fim de **5 meses**.

b) Modelo com a TVIPC, a intervenção e os *outliers* como *inputs*

Na presente alínea, vai proceder-se à modelização função transferência utilizando como *inputs*, para além da sucessão da taxa de variação do IPC, os quatro *outliers* pesquisados pelo AUTOBOX, através do modelo (7.4), que se mostraram mais significativamente diferentes de zero (cujos rácios-*t* se encontram mais afastados do limiar $\pm 1,96$), e onde se inclui a intervenção relativa à suspensão das taxas de juro máximas das operações activas $S_t^{(16)}$, dado que o *package* apenas admite a estimação de um modelo com um máximo de cinco *inputs*.

O modelo final a que se chegou, depois de sucessivas iterações, em termos de dados observados, foi o seguinte,

$$\begin{aligned} (1-B) Y_t = & \underset{[2,47]}{1,5441(1-B)\sqrt{X_{t-4}}} + \underset{[2,91]}{1,5692(1-B)S_t^{(16)}} + \underset{[6,13]}{3,3493(1-B)S_t^{(32)}} - \\ & \underset{[-3,22]}{1,4690(1-B)P_t^{(36)}} - \underset{[-2,90]}{1,6495(1-B)S_t^{(75)}} + \underset{[3,10]}{(1-0,32054B)\varepsilon_t}, \end{aligned} \quad (7.10)$$

ou,

$$\begin{aligned} Y_t = & 1,5441\sqrt{X_{t-4}} + 1,5692S_t^{(16)} + 3,3493S_t^{(32)} - \\ & 1,4690P_t^{(36)} - 1,6495S_t^{(75)} + [(1-0,32054B)/(1-B)]\varepsilon_t, \end{aligned} \quad (7.11)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,29022$. No que diz respeito aos diferentes critérios de avaliação do diagnóstico, o modelo estimado revelou-se bastante adequado, com resultados particularmente bons, comparativamente ao modelo (7.8), no que se refere às correlações cruzadas entre a sucessão do *input branqueado* e os resíduos do modelo de função transferência, ao não apresentar qualquer correlação cruzada significativamente diferente de zero.

De destacar no modelo estimado que, as intervenções do tipo “degrau” ocorridas em Setembro de 1988 ($S_t^{(16)}$) e em Agosto de 1993 ($S_t^{(75)}$), produzem efeitos sobre a sucessão original, respectivamente +1,6 e -1,6 pontos percentuais face aos meses anteriores, menos notórios do que aqueles com as mesmas intervenções incluídas no modelo com detecção de

outliers (7.5), respectivamente +1,8 e -2,0 pontos percentuais. O mesmo não se passou com o *outlier* do tipo “degrau” ocorrido em Janeiro de 1990, cujo efeito se traduziu por uma subida da taxa de juro em cerca de 3,5 pontos percentuais comparativamente a Dezembro de 1989 e, portanto, em mais 0,4 pontos percentuais do que o efeito exercido pelo mesma variável de intervenção no modelo sem o indicador avançado, (7.5).

Por último, refira-se que a taxa de inflação se comporta como indicador avançado da taxa de juro em apenas **4 meses**, e não em 5 meses como no modelo (7.8) [o atraso igual a 5 não se revelou significativamente diferente de zero ao nível de 5% (rácio- $t = 1,72$)].

7.1.3 Testes de Causalidade à Granger

Nos modelos de função transferência estimados na secção anterior verificou-se, através das correlações cruzadas entre as sucessões branqueadas, α_t e β_t , que não existem indícios de *feedback* no sentido do *output* causar o *input*. Como alternativa ao teste de Box-Pierce, vão realizar-se testes de causalidade à Granger para saber se a taxa de inflação (TVIPC) pode ou não influenciar (ou causar) os valores futuros da taxa de juro nominal do crédito a empresas privadas não financeiras (TAEPNF) e vice-versa.

A não estacionaridade das sucessões TAEPNF e TVIPC¹ (notória na Figura VII - 3) levou-nos a proceder previamente a um teste à estacionaridade da combinação linear das mesmas. No Quadro VII - 1 apresentam-se os resultados do teste de cointegração entre a sucessão da taxa de juro e a da taxa de inflação desfasada em 5 meses (desfasamento de acordo com a relação estimada a que se chegou na modelização bivariada de função transferência), considerando os períodos de Junho de 1987 a Junho de 1996 e Março de 1989 a Junho de 1996 (este último, após a liberalização total das taxas de juro activas)

¹ Foi testada a presença de uma raiz unitária em cada uma das sucessões, tendo, em ambos os casos, essa hipótese sido claramente aceite.

Quadro VII - 1
Teste de Cointegração entre TAEPNF e TVIPC(-5)

Junho de 1987 a Junho de 1996	
(i) Regressão de Cointegração $Y_t = 9,7503 + 0,8531X_{t-5} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;">(21,49) (17,90)</p> $T = 104 \quad DW = 0,252 \quad R^2 = 0,758$	(ii) Teste de Engle-Granger ($H_0: \delta = 0$) $\Delta \hat{\varepsilon}_t = -0,1254 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \eta_t$ <p style="text-align: center;">(-2,60)</p> $R^2 = 0,062$
Março de 1989 a Junho de 1996	
(i) Regressão de Cointegração $Y_t = 9,8835 + 0,9003X_{t-5} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;">(28,06) (24,10)</p> $T = 83 \quad DW = 0,432 \quad R^2 = 0,878$	(ii) Teste de Engle-Granger ($H_0: \delta = 0$) $\Delta \hat{\varepsilon}_t = -0,2488 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \eta_t$ <p style="text-align: center;">(-3,65)*</p> $R^2 = 0,142$

* Rejeição ao nível de 5% (t crítico $\approx -3,34$) da hipótese nula da não cointegração.

Da análise dos resultados obtidos no teste de cointegração do Quadro VII - 1, pode constatar-se que, apenas no período em que os bancos passaram a decidir livremente os preços a aplicar a todas as operações de concessão de empréstimos (activas), é que foi possível rejeitar a hipótese nula da presença de uma raiz unitária nos resíduos da regressão de cointegração, e portanto, aceitar a existência de uma relação de equilíbrio entre as taxas de juro observadas num dado momento e as taxas de inflação observadas 5 meses atrás.

No Quadro VII - 2 apresentam-se os resultados do teste directo de causalidade à Granger (veja-se secção 3.2) com base nas regressões pelo método dos mínimos quadrados de TVIPC sobre os valores passados de TVIPC e de TAEPNF e apenas sobre os valores passados de TVIPC, bem como as regressões de TAEPNF sobre os valores passados de TAEPNF e de TVIPC e apenas sobre os valores passados de TAEPNF, com base nas 109 observações disponíveis entre Junho de 1987 e Junho de 1996. Ainda no mesmo quadro, mostram-se a sombreado (*bold*) os resultados do teste de causalidade entre as duas sucessões em primeiras diferenças (Δ TAEPNF e Δ TVIPC).

Os testes às hipóteses nulas H_{01} e H_{02} ($m = 4$ e $m = 8$) são testes da *não causalidade de TAEPNF para TVIPV*, através da regressão (sem restrições),

$$X_t = c_1 + a_1 X_{t-1} + \dots + a_m X_{t-m} + b_1 Y_{t-1} + \dots + b_m Y_{t-m} + \eta_{1t}, \quad (7.12)$$

enquanto que os testes às hipóteses nulas H_{03} e H_{04} ($m = 4$ e $m = 8$) são testes da *não causalidade de TVIPC para TAEPNF*, com base na regressão (sem restrições),

$$Y_t = c_2 + d_1 Y_{t-1} + \dots + d_m Y_{t-m} + e_1 X_{t-1} + \dots + e_m X_{t-m} + \eta_{2t}. \quad (7.13)$$

De forma análoga, mas com as regressões (sem restrições) em primeiras diferenças, são efectuados os testes da *não causalidade de Δ TAEPNF para Δ TVIPC* e da *não causalidade de Δ TVIPC para Δ TAEPNF*.

Quadro VII - 2

Teste de Causalidade entre TAEPNF e TVIPC (e entre Δ TAEPNF e Δ TVIPC)

Hipóteses Nulas	Regressões pelo OLS	Estat. F	G. L. $(m, T-2m-1)$
$H_{01}: b_1 = \dots = b_4 = 0$	TVIPC = f (TVIPC, 4 lags passados; TAEPNF, 4 lags passados)	1,58	(4, 96)
	TVIPC = f (TVIPC, 4 lags passados)	1,08	(4, 95)
$H_{02}: b_1 = \dots = b_8 = 0$	TVIPC = f (TVIPC, 8 lags passados; TAEPNF, 8 lags passados)	1,17	(8, 84)
	TVIPC = f (TVIPC, 8 lags passados)	0,82	(8, 83)
$H_{03}: e_1 = \dots = e_4 = 0$	TAEPNF = f (TAEPNF, 4 lags passados; TVIPC, 4 lags passados)	4,63*	(4, 96)
	TAEPNF = f (TAEPNF, 4 lags passados)	0,96	(4, 95)
$H_{04}: e_1 = \dots = e_8 = 0$	TAEPNF = f (TAEPNF, 8 lags passados; TVIPC, 8 lags passados)	2,02**	(8, 84)
	TAEPNF = f (TAEPNF, 8 lags passados)	0,90	(8, 83)

* Significativo aos níveis de 5% ($F_{\text{crítico}} \approx 2,47$) e 1% ($F_{\text{crítico}} \approx 3,52$).

** Significativo ao nível de 10% ($F_{\text{crítico}} \approx 1,74$).

Os valores obtidos para a estatística do teste de causalidade¹ entre as sucessões originais (Quadro VII -2) permitem concluir que, por um lado, os valores passados da sucessão TAEPNF não são significativos para explicar os valores presentes da sucessão TVIPC, o mesmo será dizer que não se podem rejeitar as hipóteses nulas (H_{01} e H_{02}) da não causalidade de TAEPNF para TVIPC; e, por outro lado, os coeficientes associados aos valores desfasados da variável TVIPC nas regressões sem restrições são significativamente

¹ Nas regressões efectuadas optou-se por escolher como amplitudes máximas dos desfasamentos $m = 4$ e $m = 8$, considerando que esta última poderá ser suficientemente grande para não omitir informação relevante dos valores desfasados da variável dependente, a qual poderia suceder com $m = 4$.

diferentes de zero (embora, com $m = 8$ apenas ao nível de 10%), o que nos leva a rejeitar as hipóteses nulas (H_{03} e H_{04}) de que a taxa de inflação não causa a taxa de juro activa.

Por sua vez, nos testes baseados nas sucessões diferenciadas, verifica-se que, nenhum dos valores obtidos para a estatística F se revelou significativamente diferente de zero, o que vem revelar, tal como se referiu na secção 3.3, a falta de potência do teste- F para detectar a existência de causalidade à Granger em modelos VAR em primeiras diferenças. Como alternativa, procederam-se a testes de causalidade entre as sucessões em níveis, TAEPNF e raiz quadrada de TVIPC, correspondentes às transformações levadas a cabo na modelização função transferência, os quais permitiram tirar conclusões idênticas aquelas com as sucessões originais, como pode observar-se no Quadro VII - 3.

Quadro VII - 3
Teste de Causalidade entre TAEPNF e a raiz quadrada de TVIPC

Regressões pelo OLS	Estat. F	G. L. ($m, T-2m-1$)
$\sqrt{\text{TVIPC}} = f(\sqrt{\text{TVIPC}}, 4 \text{ lags passados};$ $\text{TAEPNF}, 4 \text{ lags passados})$ $\sqrt{\text{TVIPC}} = f(\sqrt{\text{TVIPC}}, 4 \text{ lags passados})$	1,38	(4, 96)
$\sqrt{\text{TVIPC}} = f(\sqrt{\text{TVIPC}}, 8 \text{ lags passados};$ $\text{TAEPNF}, 8 \text{ lags passados})$ $\sqrt{\text{TVIPC}} = f(\sqrt{\text{TVIPC}}, 8 \text{ lags passados})$	1,07	(8, 84)
$\text{TAEPNF} = f(\text{TAEPNF}, 4 \text{ lags passados};$ $\sqrt{\text{TVIPC}}, 4 \text{ lags passados})$ $\text{TAEPNF} = f(\text{TAEPNF}, 4 \text{ lags passados})$	4,57*	(4, 96)
$\text{TAEPNF} = f(\text{TAEPNF}, 8 \text{ lags passados};$ $\sqrt{\text{TVIPC}}, 8 \text{ lags passados})$ $\text{TAEPNF} = f(\text{TAEPNF}, 8 \text{ lags passados})$	2,00**	(8, 84)

* Significativo aos níveis de 5% (F crítico $\approx 2,47$) e 1% (F crítico $\approx 3,52$).

** Significativo ao nível de 10% (F crítico $\approx 1,74$).

No Quadro VII - 4 comparam-se os resultados dos testes de causalidade à Granger para duas amostras diferentes: a primeira, de **Junho de 1987 a Abril de 1992** (num total de 59 observações), com as observações do custo do crédito e da taxa de inflação até ao mês anterior à liberalização das últimas taxas de juro fixadas administrativamente, mais concretamente as taxas mínimas de remuneração dos depósitos a prazo e dos depósitos do regime poupança-habitação; e a segunda, de **Mai de 1992 a Junho de 1996** (50 observações), correspondente ao período em que os bancos podiam decidir livremente as

taxas de juro a aplicar aos depósitos bem como aos empréstimos bancários. Os valores da estatística F a sombreado referem-se aos testes de causalidade entre as sucessões em níveis (i.e., entre TAEPNF e a raiz quadrada de TVIPC).

Quadro VII - 4
 Comparação dos Testes de Causalidade entre TAEPNF e TVIPC
 para os subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96

Regressões pelo OLS	Jun/87 - Abr/92		Mai/92 - Jun/96	
	Estat. F	G. L.	Estat. F	G. L.
TVIPC = f (TVIPC, 4 lags passados; TAEPNF, 4 lags passados)	1,45	(4, 46)	0,98	(4, 37)
TVIPC = f (TVIPC, 4 lags passados)	1,33		0,84	
TVIPC = f (TVIPC, 8 lags passados; TAEPNF, 8 lags passados)	0,89	(8, 34)	0,99	(8, 25)
TVIPC = f (TVIPC, 8 lags passados)	0,76		0,96	
TAEPNF = f (TAEPNF, 4 lags passados; TVIPC, 4 lags passados)	1,49	(4, 46)	5,55*	(4, 37)
TAEPNF = f (TAEPNF, 4 lags passados)	1,59		5,42*	
TAEPNF = f (TAEPNF, 8 lags passados; TVIPC, 8 lags passados)	0,62	(8, 34)	2,13**	(8, 25)
TAEPNF = f (TAEPNF, 8 lags passados)	0,63		1,99**	

* Significativo aos níveis de 5% ($F_{crítico} \approx 2,61$) e 1% ($F_{crítico} \approx 3,83$).

** Significativo ao nível de 10% ($F_{crítico} \approx 1,93$).

Da sua análise (Quadro VII - 4), resultam as seguintes conclusões: no período de Junho de 1987 a Abril de 1992 não existe evidência estatística de uma relação de causalidade, quer de TVIPC para TAEPNF, quer de TAEPNF para TVIPC; em relação ao período de Maio de 1992 a Junho de 1996, a hipótese de que TVIPC não causa TAEPNF é rejeitada em ambos os casos em que $m = 4$ e $m = 8$, embora, neste último, apenas ao nível de 10%.

Tendo em conta que as especificações dos testes realizados na presente secção apenas são adequadas se os erros nas regressões (7.12) e (7.13), respectivamente η_{1t} e η_{2t} , tiverem comportamento análogo a ruído branco, procedeu-se à análise dos resíduos obtidos nas equações estimadas sem restrições, através de um teste de autocorrelação baseado na estatística de Ljung-Box¹.

Da análise dos resultados obtidos para esta estatística² (veja-se Anexo 3), pode concluir-se que, apenas na regressão de TVIPC sobre os seus 4 valores passados e os 4

¹ Já apresentada na secção 1.3; embora, neste caso, tenha distribuição assintótica do Qui-quadrado com p g. de liberdade.
² Considerando os primeiros 24 lags para o período de Junho de 1987 a Junho de 1996, e os primeiros 12 lags para os subperíodos, Junho de 1987 a Abril de 1992 e Maio de 1992 a Junho de 1996

valores passados de TAEPNF (Jun/87 - Jun/96), os resíduos parecem não comportarem-se globalmente como ruído branco, porquanto o valor da estatística Q (38,60) excede ligeiramente o limiar de 5% da distribuição do Qui-quadrado com 24 g.l. ($\approx 36,42$), o qual se presume ter a ver com a sazonalidade da TVIPC para o *lag* 12 (a estatística de Ljung-Box para os primeiros 11 *lags* apresenta um valor igual a 8,70 enquanto que nos primeiros 12 *lags* esta cifra-se em 20,45, o que faz querer que existe um “problema” no *lag* 12).

No entanto, ao estimar-se a equação com os 8 valores desfasados de TVIPC e com os 8 *lags* passados de TAEPNF, foi possível atenuar consideravelmente esta autocorrelação, obtendo-se um valor para a estatística Q nos primeiros 24 *lags* (24,90) claramente inferior ao quantil 0,95 da respectiva distribuição.

7.1.4 *Análise Previsional*

Tendo em conta que a taxa de inflação constitui um bom indicador avançado da taxa de juro do crédito a EPNF, poderia ser interessante utilizar a modelização função transferência para criar um “cenário” do comportamento futuro da taxa de juro através da informação adicional resultante do conhecimento das modificações ocorridas no nível geral dos preços.

Para o efeito, procedeu-se à previsão simulada a um passo das últimas doze observações conhecidas da sucessão da taxa de juro activa com base no modelo de função transferência estimado que revelou melhores qualidades de previsão, o modelo (7.8), por sinal o mais parcimonioso, e comparou-se essas mesmas previsões com as do modelo de intervenção, (7.2), que, de entre os modelos estimados na análise de intervenção e *outliers*, apresentou também, tal como o modelo (7.8), globalmente menores erros percentuais em termos absolutos.

O Quadro VII - 5 mostra a simulação das previsões a um passo obtidas com os dois modelos para o período de Julho de 1995 a Junho de 1996 e os respectivos erros absolutos (EA) e percentuais absolutos (EPA), assim como as suas médias (EAM e EPAM, assinaladas na última linha do quadro a sombreado), podendo notar-se que, a inclusão da taxa de inflação como indicador avançado no modelo, veio proporcionar uma melhoria da previsão da taxa de juro nominal activa (a avaliar pelos EAM e EPAM) em relação ao modelo ARIMA com apenas o efeito determinístico da intervenção.

Quadro VII - 5
Previsão Simulada a Um Passo
da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a EPNF
 Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio

Data	Obs. Nº.	Valor Observado	Modelo de Intervenção			Modelo Função Transferência		
			Valor Previsto	EA	EPA (%Erro)	Valor Previsto	EA	EPA (%Erro)
Jul/95	98	14,2	13,5	0,7	4,93	13,7	0,5*	3,52
Ago	99	14,0	14,0	0,0*	0,00	14,1	0,1	0,71
Set	100	13,0	14,0	1,0*	7,69	14,0	1,0*	7,69
Out	101	13,4	13,2	0,2*	1,49	13,1	0,3	2,24
Nov	102	13,5	13,3	0,2*	1,48	13,1	0,4	2,96
Dez	103	12,7	13,5	0,8	6,30	13,4	0,7*	5,51
Jan/96	104	12,8	12,9	0,1*	0,78	13,0	0,2	1,56
Fev	105	12,8	12,8	0,0*	0,00	12,9	0,1	0,78
Mar	106	12,3	12,8	0,5*	4,07	12,8	0,5*	4,07
Abr	107	12,9	12,4	0,5*	3,88	12,4	0,5*	3,88
Mai	108	11,7	12,8	1,1	9,40	12,5	0,8*	6,84
Jun	109	10,8	12,0	1,2	11,11	11,5	0,7*	6,48
				0,525	4,261			
							0,483*	3,853

7.1.5 Conclusões

Os dois modelos de intervenção estimados para a sucessão da taxa de juro de empréstimos e outros créditos a empresas privadas não financeiras, um com a intervenção referente à abolição da taxa de juro máxima a aplicar aos empréstimos bancários em Setembro de 1988 (7.2), e outro com os cinco *outliers* cujos efeitos produzidos no *output* se revelaram estatisticamente mais significativos (7.4), permitiram constatar que houve determinados fenómenos exógenos que interferiram com o comportamento da sucessão cronológica da taxa de juro activa e que a metodologia ARIMA univariada de Box-Jenkins não conseguia captar. De facto, comparando o modelo univariado (7.1) com o modelo de intervenção e *outliers* (7.4), verifica-se que houve uma redução em cerca de 44 por cento da variância estimada da sucessão residual, de 0,50733 para 0,28411, com a introdução no modelo dos cinco *outliers*.

Quanto à modelização função transferência, verificou-se que os modelos estimados funcionam como modelos de resposta dinâmica, onde uma subida na taxa de inflação (ou

taxa de variação homóloga do IPC) dá origem passados quatro ou cinco meses a uma subida na taxa de juro de empréstimos e outros créditos a empresas privadas não financeiras.

Do ponto de vista económico, este desfasamento entre as variáveis pode dever-se ao facto de, perante uma descida do nível geral de preços, a procura do investimento e, consequentemente, do crédito bancário por parte das empresas, tende a crescer a uma taxa mais lenta, o que a curto/médio prazo contribuirá para uma quebra das taxas de juro nominais activas. Por outro lado, uma política monetária expansionista com taxas de inflação elevadas vai motivar as empresas a investir mais em activos que lhe proporcionarão um rendimento maior com a subida do nível geral dos preços, provocando deste modo um aumento das taxas de juro pelo efeito da procura do crédito bancário.

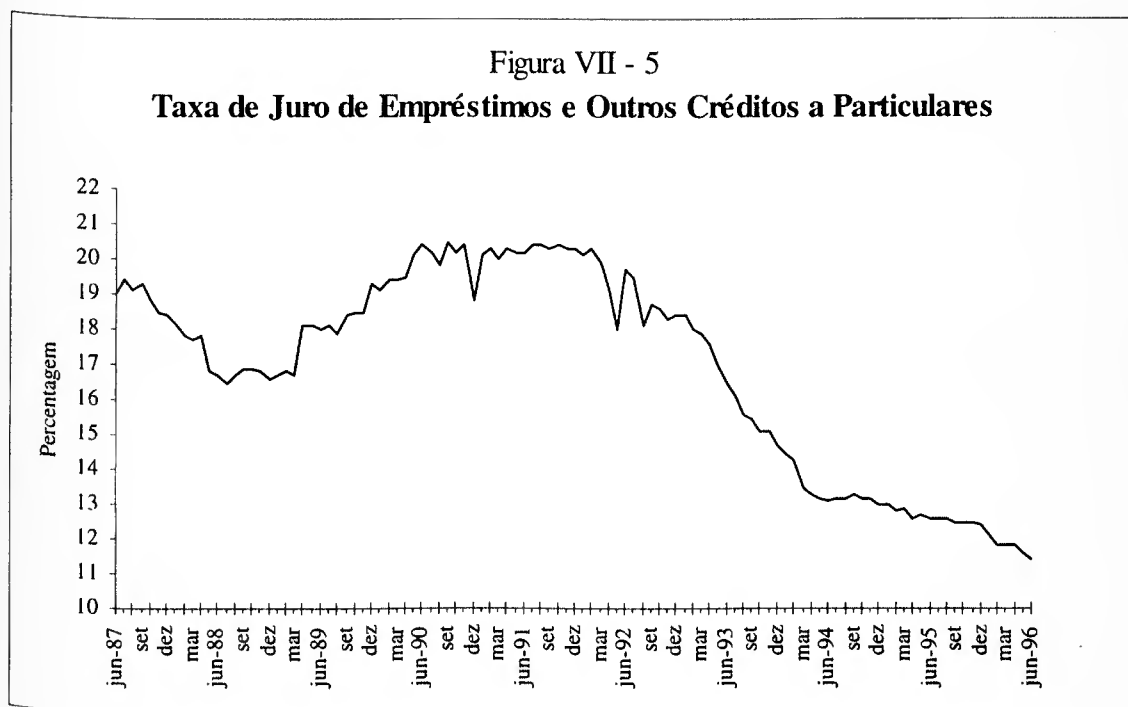
Uma outra conclusão interessante a que se chegou, diz respeito ao modelo de função transferência com o IPC, a intervenção e os *outliers* como variáveis *input*, (7.10), no qual os efeitos das variações na taxa de inflação fazem-se sentir na taxa de juro nominal activa ao fim de 4 meses, e não ao fim de 5 meses como no modelo (7.8). Para este resultado, poderá ter contribuído o facto de se ter incluído no modelo a informação relativa aos efeitos determinísticos da intervenção e dos *outliers*, permitindo desse modo uma resposta menos retardada das variações do nível geral dos preços à taxa de juro do crédito ao sector privado.

A análise de causalidade à Granger sugere a possibilidade de se poder concluir que, as variações no nível geral de preços influenciam as taxas de juro futuras, mas que o contrário não se verifica, isto é, não existe evidência empírica de que o valores da taxa de juro nominal possam ser preditivos do nível futuro da inflação; e, por outro lado, considerando apenas o período em que os bancos estavam ainda sujeitos a um controlo directo das taxas de juro dos depósitos por parte das Autoridades Monetárias, a taxa de inflação não parece causar a taxa de juro nominal activa.

7.2 Taxa de Juro de Longo Prazo: Empréstimos e Outros Créditos a Particulares



A Figura VII - 5 mostra o cronograma da sucessão da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares a **mais de 5 anos**, essencialmente operações referentes a empréstimos bancários para aquisição de habitação, durante os meses de Junho de 1987 até Junho de 1996.



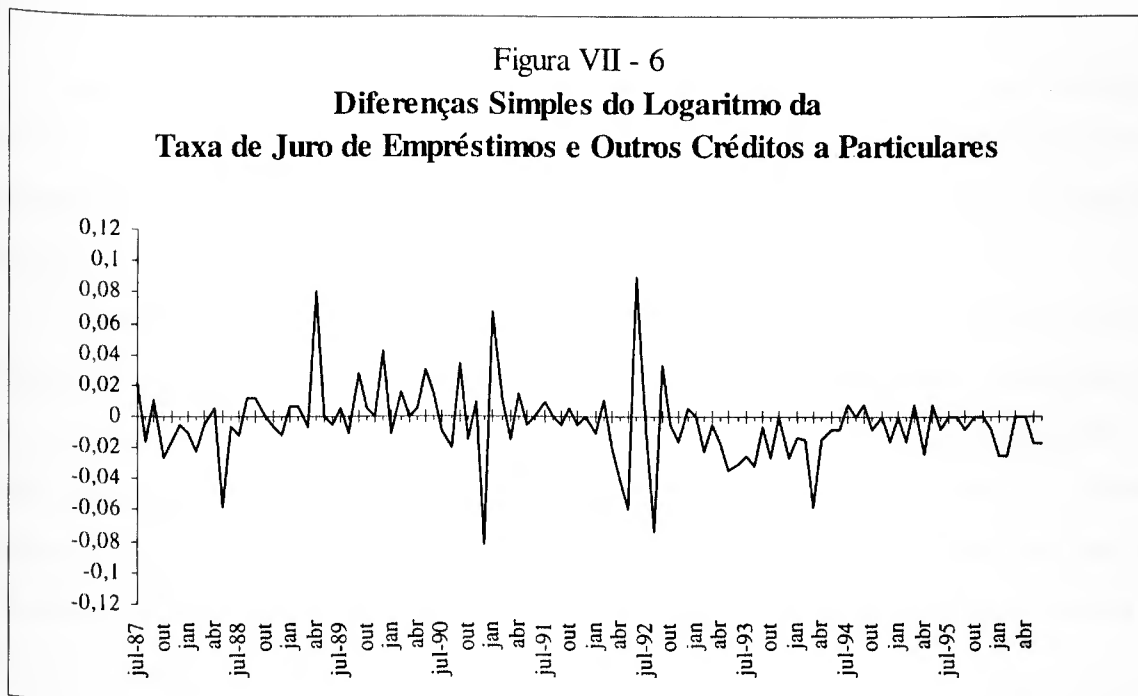
Da análise do cronograma da Figura VII - 5, pode notar-se que, sensivelmente a partir do 2º. semestre do ano de 1992 até ao fim do período em análise, a sucessão apresenta um *trend* no sentido decrescente, que se manifesta consistentemente durante aquele período em que os bancos podiam decidir livremente as taxas a aplicar aos empréstimos e depósitos bancários.

A estacionarização da sucessão da taxa de juro activa, como se verá a seguir, vai exigir a aplicação de um operador de diferenças simples a fim de neutralizar a tendência, para além de uma adequada transformação de Box-Cox.

7.2.1 Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers

a) Modelização ARIMA univariada

Na Figura VII - 6 encontra-se a sucessão cronológica da taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares com a aplicação de uma diferenciação simples à transformação $\lambda = 0$.



Após a estacionarização da sucessão, procedeu-se à identificação dos inteiros p e q com base no comportamento da FAC e da FACP estimadas, tendo-se chegado a um modelo final, cuja estimação, através da técnica de *backasting*, resultou na seguinte relação,

$$(1-B)\ln Y_t = (1+0,22358B^3)\varepsilon_t, \quad (7.14)$$

$[-2,37]$

ou,

$$\ln Y_t = (1+0,22358B^3)/(1-B)\varepsilon_t, \quad (7.15)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,000556$. À luz dos critérios de avaliação do diagnóstico, pode referir-se os seguintes aspectos: a estimativa obtida para o parâmetro de médias móveis é

significativamente diferente de zero e encontra-se na região de invertibilidade; tanto a FAC como a FACP da sucessão residual apresentam nos *lags* 17 e 18 valores fora do limiar $\pm 1,96\sigma$; e por último, a estatística de Ljung-Box ($Q = 30$) atribui um nível de significância de 0,196 à hipótese da nulidade global da função de autocorrelação residual nos 24 *lags* considerados, sendo essa hipótese claramente aceite, com uma probabilidade igual a 0,84, quando se toma os primeiros 16 *lags*.

b) Modelo com intervenções

Com o objectivo de captar as subidas (ou descidas) da taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares, procurou-se construir um modelo de intervenção com algumas das alterações verificadas no enquadramento jurídico, operacional e concorrencial dos bancos a operar em Portugal que possam ter influenciado a sucessão *output*.

No período considerado para este estudo, as duas únicas intervenções que se revelaram significativas dizem respeito à **liberalização das taxas de juro do crédito a particulares**, em que os limites máximos das taxas do crédito à habitação e empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação foram abolidos em 18 de Março de 1989, cujo efeito apenas se fez sentir no mês seguinte, e à **adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio do SME** em 6 de Abril de 1992, em que o choque na sucessão *output* também se fez sentir no mês seguinte à ocorrência da intervenção.

Deste modo, após se ter modelizado a sucessão residual utilizando todas as observações disponíveis, estimou-se um modelo com estas duas variáveis de intervenção do tipo “degrau”, tendo-se chegado à seguinte relação,

$$(1-B)\ln Y_t = 0,07854(1-B) S_{t-1}^{(22)} - 0,04646(1-B) S_{t-1}^{(59)} + (1+0,20812B^3)\varepsilon_t, \quad (7.16)$$

[3,56] [-2,10] [-2,16]

ou,

$$\ln Y_t = 0,07854 S_{t-1}^{(22)} - 0,04646 S_{t-1}^{(59)} + (1+0,20812B^3)/(1-B)\varepsilon_t, \quad (7.17)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,000475$. O modelo estimado pode considerar-se satisfatório no que diz respeito aos diferentes critérios de avaliação das qualidades estatística e do ajustamento, com destaque para as FAC e FACP dos resíduos estimados, nas quais não há a registar quaisquer valores fora do limiar $\pm 1,96\sigma$.

Na relação (7.17), os coeficientes das *step variables* (0,07854 e -0,04646) traduzem a influência das intervenções sobre o logaritmo da taxa de juro activa. Quando avaliados sobre a sucessão original, esses efeitos indicam que:

a) A taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares sofreu um aumento de cerca de 1,4 pontos percentuais em Abril de 1989, face ao mês anterior, com a liberalização das taxas máximas a aplicar aos empréstimos para aquisição de habitação e aos empréstimos contraídos ao abrigo das contas poupança-habitação em 18 de Março de 1988, porquanto, um impacto na sucessão Y_t por variação unitária em $S_{t-1}^{(22)}$ é dado por,

$$\frac{dY_t}{dS_{t-1}^{(22)}} = 0,07855 \times Y_t. \quad (7.18)$$

Este comportamento reflecte o crescimento da procura do crédito bancário por parte das empresas privadas não financeiras e particulares naquele período (Abril de 1989), cuja variação homóloga anual foi, segundo as estatísticas do Banco de Portugal, de 6,5 por cento, conjugado com a subida acentuada da taxa de inflação, que em Abril de 1989 se situava em 13,2 por cento, mais 0,8 pontos percentuais do que o mês anterior.

b) Com a adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio do SME em 6 de Abril, a taxa de juro do crédito a particulares, por raciocínio semelhante a (7.18), experimentou uma descida de sensivelmente 0,9 pontos percentuais em Maio de 1992 face a Abril do mesmo ano. Num contexto de progressiva desregulamentação da actividade financeira, a participação do escudo no Sistema Monetário Europeu iria permitir no futuro uma maior convergência da taxa de inflação para o nível médio comunitário e uma consequente diminuição das taxas de juro nominais. Esse facto terá levado os bancos a baixar as taxas de juro nominais e em particular as de longo prazo, onde se inclui a do crédito a particulares (a mais de 5 anos), com a expectativa de diminuição da taxa de inflação para o nível das principais economias europeias.

c) Modelização com detecção de *outliers*

Utilizando o *software* AUTOBOX, depois de um processo iterativo de identificação, quer da função transferência para os *outliers*, quer de um modelo para a sucessão residual, chegou-se ao modelo,

$$\begin{aligned}
(1-B)\ln Y_t = & -0,05674(1-B) S_t^{(12)} + 0,07852(1-B) S_t^{(23)} - 0,07601(1-B) P_t^{(43)} - \\
& [-3,98] \qquad \qquad \qquad [5,54] \qquad \qquad \qquad [-7,55] \\
& -0,07616(1-B) P_t^{(60)} - 0,07496(1-B) S_t^{(63)} + (1+0,40244B^3)\varepsilon_t, \qquad (7.19) \\
& [-7,14] \qquad \qquad \qquad [-5,04] \qquad \qquad \qquad [-4,34]
\end{aligned}$$

ou,

$$\begin{aligned}
\ln Y_t = & -0,05674 S_t^{(12)} + 0,07852 S_t^{(23)} - 0,07601 P_t^{(43)} - 0,07616 P_t^{(60)} - \\
& -0,07496 S_t^{(63)} + (1+0,40244B^3)/(1-B)\varepsilon_t, \qquad (7.20)
\end{aligned}$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,000217$. O modelo estimado foi aprovado em todos os testes de avaliação da qualidade estatística e da qualidade do ajustamento, com resultados particularmente bons, comparativamente aos modelos univariado (7.14) e com intervenções (7.16), no que se refere ao comportamento dos resíduos estimados, onde a estatística Q correspondente ao *lag* 24 permite atribuir uma probabilidade igual a 0,504 à hipótese da nulidade global da FAC residual.

Os choques exógenos detectados iterativamente pelo AUTOBOX através da relação (7.19) ou (7.20) correspondem aos seguintes tipos de *outliers*:

Obs. N.º	Data	Tipo	Magnitude
12	MAI/88	<i>Level Step</i>	-0,05674
23	ABR/89	<i>Level Step</i>	0,07852
43	DEZ/90	<i>Additive Outlier</i>	-0,07601
60	MAI/92	<i>Additive Outlier</i>	-0,07616
63	AGO/92	<i>Level Step</i>	-0,07496

Os efeitos produzidos na sucessão cronológica por estes *outliers* podem estar associados aos seguintes acontecimentos:

- O *outlier* do tipo “degrau” (*Level Step*) detectado em **Maio de 1988**, cujo impacto inicial se traduziu, seguindo o mesmo raciocínio de (7.18), numa diminuição da taxa de juro do crédito a particulares em cerca de 1 ponto percentual, face ao mês de Abril de 1988, deve-se ao facto de, o Banco de Portugal, através do Aviso N.º 3/88 de 5 de Maio de 1988, ter fixado as taxas máximas para as operações activas a prazo superior a 180 dias, incluindo os empréstimos concedidos ao abrigo das contas poupança-habitação,

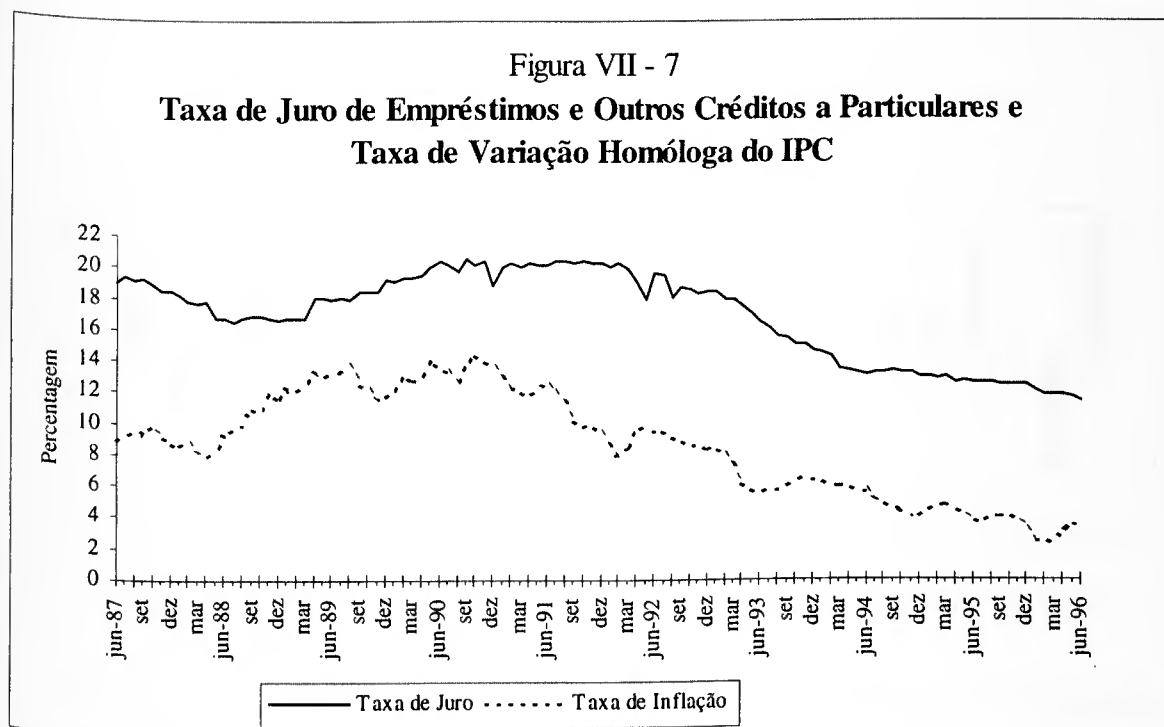
em 17 por cento, ficando assim 1 ponto percentual abaixo da taxa máxima permitida até então e que se cifrava em 18 por cento.

- O *Level Step* detectado em **Abril de 1989** e que se traduziu numa subida da taxa de juro activa de aproximadamente 1,4 pontos percentuais face ao mês anterior, está relacionado, como se referiu na secção anterior, com a abolição das taxas máximas estabelecidas administrativamente para as operações de crédito à habitação (em 18 de Março de 1989).
- Em **Dezembro de 1990** foi detectado um *outlier* do tipo aditivo, cujo efeito produzido na sucessão originou uma descida da taxa de juro do crédito a particulares em cerca de 1,4 pontos percentuais, em relação ao nível observado no mês de Novembro do mesmo ano. Para esta quebra acentuada do custo do crédito, que tinha vindo a ser caracterizado por uma “relativa” estagnação ao longo de grande parte do ano de 1990, não se atribui qualquer significado económico, tanto mais que, durante todo o ano seguinte, a sucessão apresentou-se “perfeitamente” estacionária, como pode observar-se na Figura VII - 5.
- O *outlier* do tipo “impulso” detectado pelo AUTOBOX em **Maio de 1992** levou a uma quebra do preço do crédito a particulares em cerca de 1,4 pontos percentuais em comparação com Abril do mesmo ano, o que representa uma descida em mais 0,5 pontos percentuais do que o efeito produzido sobre a sucessão original pela mesma variável no modelo com apenas duas intervenções.
- O anúncio da liberalização integral dos movimentos de capitais com o exterior¹, em 13 de Agosto de 1992, levou a que o Banco de Portugal procedesse a uma descida das taxas de intervenção nos mercados monetários para evitar pressões sobre a moeda nacional, a qual se terá reflectido na queda das taxas de juro da generalidade das operações activas e passivas dos bancos. Em particular, a avaliar pelo *outlier* do tipo “degrau” detectado, a taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares sofreu em **Agosto de 1992** uma descida de 1,4 pontos percentuais face ao mês anterior.

¹ Através de Comunicado do Banco de Portugal, e de acordo com as linhas orientadoras definidas pelo Governo, a liberalização dos movimentos de capitais seria estabelecida faseadamente: a partir de 31 de Agosto, autorização do livre acesso ao financiamento externo; a partir de 31 de Outubro, liberalização da aquisição por não residentes de títulos de dívida indexada; e, por último, a partir de 31 de Dezembro de 1992, seria permitido o acesso de não residentes ao mercado monetário português.

7.2.2 Modelos de Função Transferência

Neste ponto, vão construir-se modelos de função transferência, utilizando mais uma vez a taxa de inflação, assim como as intervenções e os *outliers* mais significativos, como variáveis *input* da taxa de juro de activa de longo prazo. A Figura VII - 7 mostra os cronogramas das sucessões da Taxa de Juro do Crédito a Particulares e da Taxa de Variação Homóloga do IPC, podendo notar-se a existência de uma relação de equilíbrio entre si, pela forma como se mantem estacionário o diferencial entre as duas sucessões.

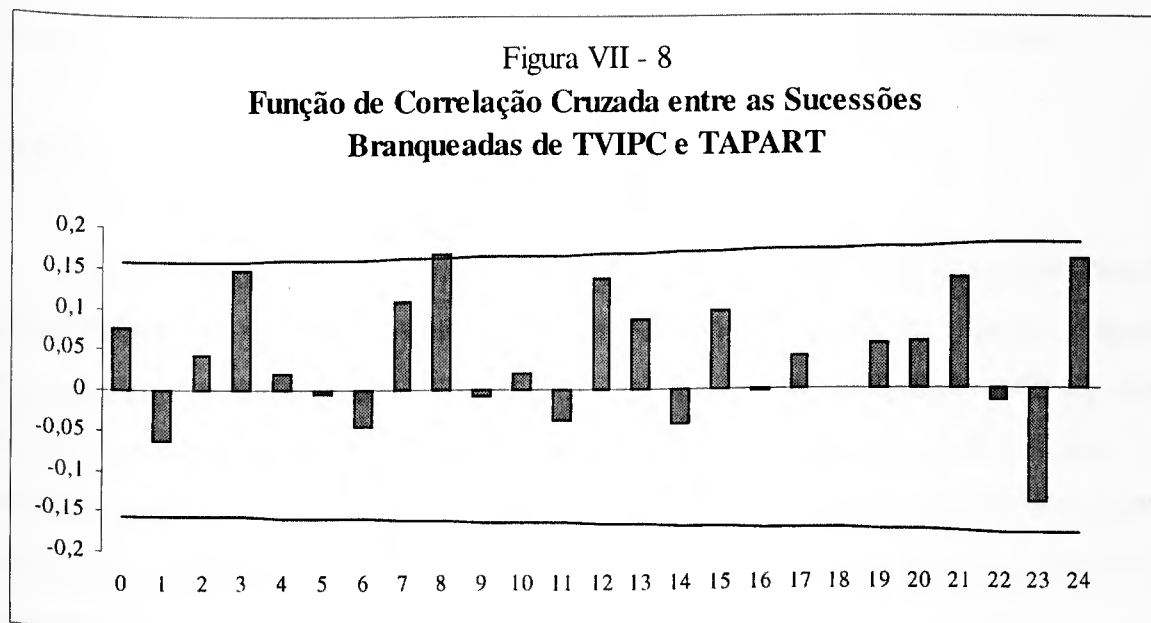


a) Modelização bivariada

Tal como se viu na secção 7.1.2, a estacionarização da sucessão da taxa de variação homóloga do IPC vai exigir a aplicação de um operador de diferenças simples à transformação Box-Cox com $\lambda = 0,5$, e vai ser posteriormente branqueada com o modelo ARMA(1,0)(1,0)₁₂ através da relação (7.6). Os mesmos operadores autoregressivos serão utilizados no “branqueamento” da sucessão da taxa de juro do crédito a particulares estacionarizada com $y_t = (1-B)\ln Y_t$, como a seguir se apresenta,

$$(1-0,44273B)(1+0,50247B^{12})y_t = \beta_t. \quad (7.21)$$

A função de correlação cruzada entre as sucessões TVIPC e TAPART branqueadas para *lags* positivos apresenta-se na Figura VII - 8. Nesta pode notar-se que, apenas para o *lag* 8 se tem uma correlação cruzada significativamente diferente de zero (fora do limiar $\pm 1,50\sigma$), o que sugere à partida a identificação parcimoniosa e economicamente justificável $(r,s,b) = (0,0,8)$. Para *lags* negativos, conforme se pode ver em anexo, não há a registar quaisquer correlações cruzadas estatisticamente significativas.



Após a especificação dos inteiros (r,s,b) da função transferência e a identificação do modelo $ARIMA(p,d,q)$ representativo do *noise*, procedeu-se à estimação final dos parâmetros do modelo de função transferência através da técnica de *backasting*. A relação a que se chegou foi a seguinte,

$$(1-B)\ln Y_t = 0,05974(1-B)\sqrt{X_{t-8}} + (1+0,21137B^3)\varepsilon_t, \quad (7.22)$$

$[2,03] \qquad \qquad \qquad [-2,14]$

ou,

$$\ln Y_t = 0,05974\sqrt{X_{t-8}} + (1+0,21137B^3)/(1-B)\varepsilon_t, \quad (7.23)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,000567$. À luz dos diferentes critérios de avaliação do diagnóstico, podem destacar-se os seguintes aspectos: a) as estimativas dos parâmetros são significativamente diferentes de zero e a correlação existente entre os dois estimadores é igual a $-0,0487$; b)

apenas nos *lags* 17 e 18, a FAC e a FACP dos resíduos estimados apresentam valores que excedem o limiar $\pm 1,96\sigma$, tal como já tinha sucedido na modelização ARIMA univariada; c) a estatística Q , correspondente ao *lag* 24, permite atribuir uma probabilidade de 0,293 à hipótese da nulidade global da FAC estimada; d) não há qualquer correlação cruzada significativa entre a sucessão do *input* branqueado e a sucessão residual estimada do modelo de função transferência; e) e não há quaisquer indícios de *feedback* entre as sucessões *output* e *input*, no sentido da taxa de juro influenciar a taxa de inflação.

De acordo com a relação estimada, as alterações da taxa de variação homóloga do IPC apenas produzem efeitos na taxa de juro do crédito a particulares ao fim de **8 meses**.

b) Modelo com a TVIPC e as intervenções como *inputs*

A estimação de um modelo multivariado a relacionar a taxa de juro de empréstimos e outros créditos a particulares com a taxa de variação homóloga do IPC e os quatro choques exógenos cujos efeitos no *output* se revelaram mais notórios na modelização ARIMA com detecção de *outliers*, não conduziu a resultados satisfatórios. Mais concretamente, a estimativa do parâmetro associado à variável TVIPC não se mostrou significativamente diferente de zero com a introdução no modelo de função transferência das quatro variáveis de intervenção (*outliers*).

Com efeito, optou-se por construir um outro modelo de função transferência, agora com apenas a taxa de inflação e as intervenções relativas à liberalização das taxas de juro activas e à adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio do SME [que se revelaram significativas na análise de intervenção conduzida na secção 7.2.1 b)] como variáveis *input*. Do processo de estimação resultou então a seguinte relação,

$$\begin{aligned} (1-B)\ln Y_t = & \underset{[1,83]}{0,05385(1-B)\sqrt{X_{t-8}}} + \underset{[3,38]}{0,07804(1-B)S_{t-1}^{(22)}} - \\ & -0,04993(1-B)S_{t-1}^{(59)} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (7.24)$$

[-2,11]

ou,

$$\ln Y_t = 0,05385\sqrt{X_{t-8}} + 0,07804S_{t-1}^{(22)} - 0,04993S_{t-1}^{(59)} + 1/(1-B)\varepsilon_t, \quad (7.25)$$

com $\sigma_e^2 = 0,000497$. O modelo estimado foi aprovado em quase todos os testes de avaliação do diagnóstico. Apenas há a registar como aspectos menos positivos, uma autocorrelação e uma autocorrelação parcial significativamente diferentes de zero (para o lag 18), e uma fraca significância estatística do coeficiente associado ao indicador avançado TVIPC (rácio- $t = 1,83$).

Segundo a relação (7.25), o coeficiente da variável de intervenção $S_{t-1}^{(22)}$ (0,07804), cujo efeito se fez sentir em Abril de 1989, traduziu-se, em termos da sucessão original, por analogia com (7.18), numa subida da taxa de juro do crédito a particulares em cerca de 1,4 pontos percentuais em relação ao mês anterior. E a intervenção relativa á integração do escudo no MTC do SME, $S_{t-1}^{(59)}$, de magnitude igual a $-0,04993$, motivou uma descida da taxa de juro activa de 0,8 pontos percentuais.

Deve ainda referir-se que com a introdução no modelo das variáveis de intervenção, houve uma redução de aproximadamente 14,1% da variância residual estimada, assim como o coeficiente associado à taxa de variação homóloga do IPC perdeu algum peso na explicação da sucessão *output*.

7.2.3 Testes de Causalidade à Granger

Os resultados obtidos anteriormente na modelização função transferência mostraram que o custo do crédito a particulares pode descrever-se como função da taxa de crescimento do IPC, comportando-se mesmo esta última como indicador avançado da primeira, e que a hipótese fundamental da não existência de uma relação de *feedback* entre as duas variáveis não foi rejeitada (a avaliar pelas correlações cruzadas entre os resíduos estimados dos modelos de função transferência e a sucessão do *input* branqueado).

Seguindo a mesma metodologia de análise conduzida na secção 7.1.3, vai inicialmente testar-se a hipótese da existência de uma relação de equilíbrio (de longo prazo) entre a taxa de juro nominal do crédito a particulares (TAPART) e a taxa de inflação (TVIPC), com base na metodologia proposta por Engle e Granger (1987), seguindo-se os testes directos de causalidade à Granger.

No Quadro VII - 6 apresentam-se os resultados do teste de cointegração entre a sucessão TAPART e a sucessão TVIPC com um desfasamento de 8 meses (após se ter verificado que ambas são integradas de ordem um), para o período de Junho de 1987 a Junho de 1996.

Quadro VII - 6
Teste de Cointegração entre TAPART e TVIPC(-8)

Junho de 1987 a Junho de 1996	
(i) Regressão de Cointegração	(ii) Teste de Engle-Granger ($H_0: \delta = 0$)
$Y_t = 8,6651 + 0,8883X_{t-8} + \varepsilon_t$ <p>(31,33) (30,96)</p>	$\Delta \hat{\varepsilon}_t = -0,1956 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \eta_t$ <p>(-3,33)*</p>
$T = 101 \quad DW = 0,378 \quad R^2 = 0,906$	$R^2 = 0,101$

* Rejeição ao nível de 10% (t crítico ≈ -3,04) e na fronteira dos 5% (t crítico ≈ -3,34) da hipótese nula da não cointegração.

As regressões efectuadas mostram que, mesmo com a inclusão das observações relativas ao período em que os preços máximos das operações activas eram fixados por via administrativa, há evidência estatística para rejeitar a hipótese nula da não estacionaridade dos resíduos gerados pela equação de cointegração [tendo em conta a elevada exigência dos valores críticos do teste, como parecem concordar Tiao, Tsay e Wang (1993)]. E portanto, pode concluir-se que a taxa de juro e a taxa de inflação com um atraso de 8 meses são aparentemente cointegradas.

No Quadro VII - 7 apresentam-se os resultados do teste directo de causalidade à Granger entre as sucessões originais da taxa de juro do crédito a particulares e da taxa de inflação, e, a sombreado, entre as sucessões em níveis, logaritmo de TAPART e raiz quadrada de TVIPC (transformações consideradas na modelização função transferência), utilizando todas as observações mensais disponíveis entre Junho de 1987 e Junho de 1996.

Quadro VII - 7
Teste de Causalidade entre TAPART e TVIPC

Hipóteses Nulas	Regressões pelo OLS	Estat. F	G. L. $(m, T-2m-1)$
$H_{01}: b_1 = \dots = b_4 = 0$	TVIPC = $f(\text{TVIPC, 4 lags passados; TAPART, 4 lags passados})$ TVIPC = $f(\text{TVIPC, 4 lags passados})$	0,16 0,11	(4, 96)
$H_{02}: b_1 = \dots = b_8 = 0$	TVIPC = $f(\text{TVIPC, 8 lags passados; TAPART, 8 lags passados})$ TVIPC = $f(\text{TVIPC, 8 lags passados})$	0,59 0,42	(8, 84)
$H_{03}: e_1 = \dots = e_4 = 0$	TAPART = $f(\text{TAPART, 4 lags passados; TVIPC, 4 lags passados})$ TAPART = $f(\text{TAPART, 4 lags passados})$	7,91* 6,97*	(4, 96)
$H_{04}: e_1 = \dots = e_8 = 0$	TAPART = $f(\text{TAPART, 8 lags passados; TVIPC, 8 lags passados})$ TAPART = $f(\text{TAPART, 8 lags passados})$	3,19** 3,05**	(8, 84)

* Significativo aos níveis de 5% ($F_{\text{crítico}} \approx 2,47$) e 1% ($F_{\text{crítico}} \approx 3,52$).

** Significativo aos níveis de 5% ($F_{\text{crítico}} \approx 2,05$) e 1% ($F_{\text{crítico}} \approx 2,74$).

Os resultados obtidos para o teste- F com base nos dados originais, permitem rejeitar claramente as hipóteses nulas da não causalidade da taxa de inflação para a taxa de juro do crédito a particulares (H_{03} e H_{04}). O mesmo não se poderá concluir em relação aos testes da não causalidade de TAPART para TVIPC, nos quais os valores da estatística F , quer para $m = 4$ (0,16), quer para $m = 8$ (0,59), são manifestamente inferiores aos limiares da distribuição F com (4,96) e (8,84) graus de liberdade, respectivamente. As mesmas conclusões se podem retirar dos testes de causalidade entre as sucessões em níveis.

No que diz respeito aos testes de causalidade para os subperíodos de Junho de 1987 a Abril de 1992 e de Maio de 1992 a Junho de 1996 (Quadro VII - 8), verifica-se que, no período em que os bancos estavam sujeitos aos limites mínimos fixados administrativamente para as operações passivas, apenas é notória a relação de causalidade de TVIPC para TAPART. Já no que concerne ao período em que os bancos podiam decidir livremente os preços a aplicar aos depósitos, para além das taxas a aplicar aos empréstimos bancários, as hipóteses nulas da não causalidade, quer de TAPART para TVIPC, quer de TVIPC para TAPART, não podem ser rejeitadas.

Quadro VII - 8
Comparação dos Testes de Causalidade entre TAPART e TVIPC
para os subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96

Regressões pelo OLS	Jun/87 - Abr/92		Mai/92 - Jun/96	
	Estat. <i>F</i>	G. L.	Estat. <i>F</i>	G. L.
TVIPC = f (TVIPC, 4 <i>lags</i> passados; TAPART, 4 <i>lags</i> passados) TVIPC = f (TVIPC, 4 <i>lags</i> passados)	1,02 1,04	(4, 46)	1,05 0,99	(4, 37)
TVIPC = f (TVIPC, 8 <i>lags</i> passados; TAPART, 8 <i>lags</i> passados) TVIPC = f (TVIPC, 8 <i>lags</i> passados)	0,94 0,85	(8, 34)	1,09 0,73	(8, 25)
TAPART = f (TAPART, 4 <i>lags</i> passados; TVIPC, 4 <i>lags</i> passados) TAPART = f (TAPART, 4 <i>lags</i> passados)	4,73* 4,56*	(4, 46)	1,81 1,43	(4, 37)
TAPART = f (TAPART, 8 <i>lags</i> passados; TVIPC, 8 <i>lags</i> passados) TAPART = f (TAPART, 8 <i>lags</i> passados)	1,90** 1,90**	(8, 34)	0,61 0,58	(8, 25)

* Significativo aos níveis de 5% ($F_{crítico} \approx 2,58$) e 1% ($F_{crítico} \approx 3,88$).

** Significativo ao nível de 10% ($F_{crítico} \approx 1,86$).

No que diz respeito ao comportamento dos resíduos gerados pelas equações estimadas sem restrições, os valores obtidos para a estatística de Ljung-Box (veja-se anexos), permitem atribuir, mesmo com os dados originais, razoáveis níveis de significância às hipóteses nulas de que os resíduos se comportam globalmente como ruído branco. A única excepção, tal como já tinha sucedido na análise dos resíduos das regressões efectuadas na secção 7.1, diz respeito aos resíduos da regressão de TVIPC sobre os 4 *lags* passados de TVIPC e de TAPART (Jun/87-Jun/96), na qual a estatística Q para os primeiros 24 *lags* (40,50) apresenta um valor superior ao limiar de 5% para uma distribuição do Qui-quadrado com 24 graus de liberdade ($\approx 36,42$), e que se deve à componente sazonal da variável TVIPC (*lag* 12).

7.2.4 Análise Previsional

No Quadro VII - 9 apresentam-se os resultados da previsão simulada a um passo para as últimas doze observações da sucessão observada da taxa de juro do crédito a particulares (Julho de 1995 a Junho de 1996), com base nos dois modelos estimados, (7.16) e (7.22), que, respectivamente na modelização de intervenção e detecção de *outliers* e de função transferência, revelaram melhores qualidades de previsão.

Quadro VII - 9
Previsão Simulada a Um Passo
da Taxa de Juro de Empréstimos e Outros Créditos a Particulares
 Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio

Data	Obs. Nº.	Valor Observado	Modelo de Intervenção			Modelo Função Transferência		
			Valor Previsto	EA	EPA (%Erro)	Valor Previsto	EA	EPA (%Erro)
Jul/95	98	12,6	12,5	0,1*	0,8	12,5	0,1*	0,8
Ago	99	12,6	12,6	0,0*	0,0	12,6	0,0*	0,0
Set	100	12,5	12,6	0,1*	0,8	12,7	0,2	1,6
Out	101	12,5	12,5	0,0*	0,0	12,5	0,0*	0,0
Nov	102	12,5	12,5	0,0*	0,0	12,5	0,0*	0,0
Dez	103	12,4	12,5	0,1	0,8	12,4	0,0*	0,0
Jan/96	104	12,1	12,4	0,3	2,5	12,3	0,2*	1,7
Fev	105	11,8	12,1	0,3	2,5	12,0	0,2*	1,7
Mar	106	11,8	11,8	0,0*	0,0	11,8	0,0*	0,0
Abr	107	11,8	11,7	0,1	0,8	11,8	0,0*	0,0
Mai	108	11,6	11,7	0,1*	0,9	11,7	0,1*	0,9
Jun	109	11,4	11,6	0,2*	1,8	11,6	0,2*	1,8
				0,108	0,908		0,083*	0,708

De acordo com os resultados obtidos pelo critério do erro de previsão EAM ou EPAM, pode concluir-se que, tal como na previsão da taxa de juro do crédito a curto prazo, a metodologia baseada apenas nos valores passados da sucessão em estudo (e nos efeitos determinísticos das intervenções) - modelo ARIMA com intervenções, não permite antecipar melhor o seu comportamento futuro do que com aquela que adicionalmente utiliza também a informação passada e presente da variável *input* (taxa de inflação) - modelo de função transferência.

7.2.5 Conclusões

No que se diz respeito à modelização ARIMA com variáveis de intervenção [modelo (7.16)] deve referir-se que a consideração dos efeitos determinísticos das intervenções relativas à liberalização das taxas de juro máximas a aplicar aos empréstimos a particulares e à adesão do escudo ao Mecanismo de Taxa de Câmbio do SME traduziram-se numa melhoria (ainda que ligeira) da qualidade do ajustamento do modelo relativamente ao

ARIMA univariado, (7.14), a avaliar pela redução de aproximadamente 14,6% (de 0,000556 para 0,000475) da variância dos resíduos. Por seu turno, o modelo com detecção de *outliers*, (7.19), apresentou uma variância residual estimada (0,000217) claramente inferior às dos modelos (7.14) e (7.16), a qual seria de esperar, dada a introdução de um elevado número de variáveis no modelo.

No que concerne à modelização função transferência, os modelos estimados mostraram que a taxa de inflação constitui também um bom indicador avançado da taxa de juro nominal do crédito a particulares, onde um aumento da primeira dá origem, passados 8 meses, a um aumento da segunda. A amplitude do desfasamento entre as duas variáveis a que se chegou, permite concluir que a ocorrência de variações positivas no nível geral dos preços tem um efeito positivo **mais retardado** sobre as taxas de juro nominais de longo prazo (no nosso caso, a taxa de juro do crédito a particulares a mais de 5 anos) do que sobre as condições de oferta de capital dos Bancos a curto/médio prazo (neste caso, a taxa de juro do crédito ao sector privado não financeiro de 180 dias a um ano).

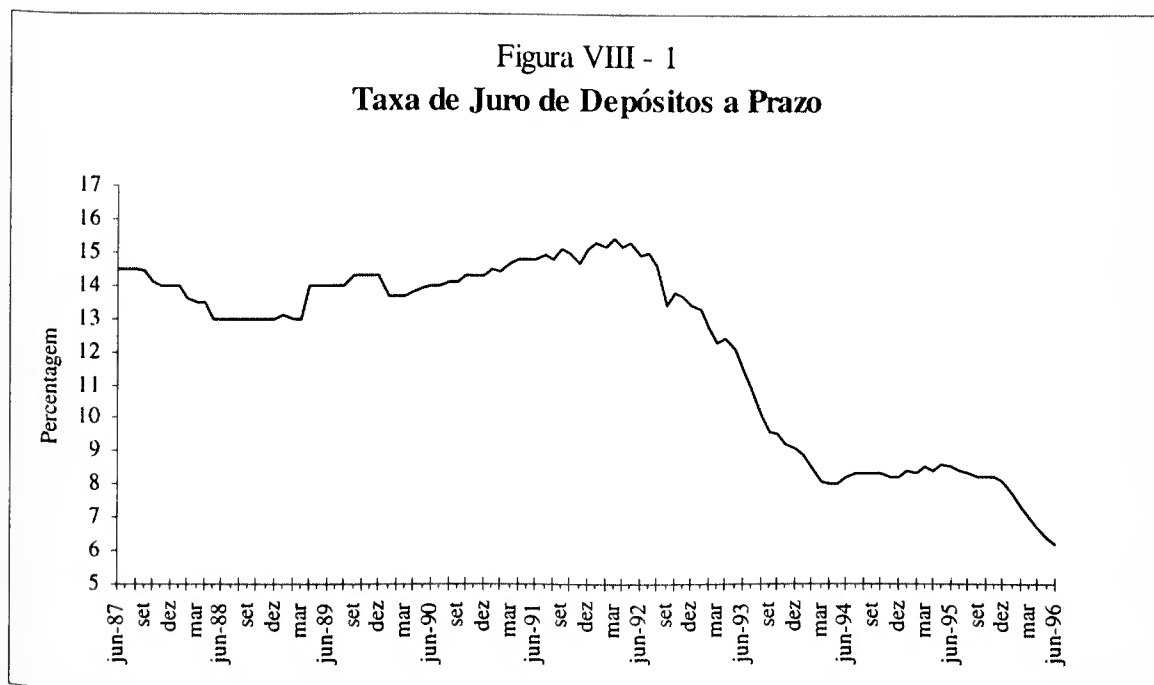
Quanto à análise de causalidade à Granger entre a taxa de juro e a taxa de inflação, verificou-se que, tomando em conta todas as observações disponíveis entre Junho de 1987 e Junho de 1996, existe evidência estatística de uma relação de causalidade da TVIPC para a TAPART, embora essa influência seja apenas notória no período em que a actividade dos Bancos estava ainda sujeita a alguma regulamentação, nomeadamente a fixação dos limites mínimos a aplicar às taxas de juro dos depósitos bancários.

Em qualquer dos períodos considerados, os valores da taxa de juro observados num dado momento não parecem influenciar os da taxa de inflação observados posteriormente, não havendo portanto indícios de causalidade bilateral entre as duas variáveis.

8. Taxas de Juro Passivas

8.1 Depósitos a Prazo de 180 dias a um ano

Na Figura VIII - 1 pode observar-se o cronograma da sucessão cronológica da Taxa de Juro de Depósitos a Prazo superior a 180 dias mas não a um ano, durante os meses de Junho de 1987 a Junho de 1996, num total de 109 observações.

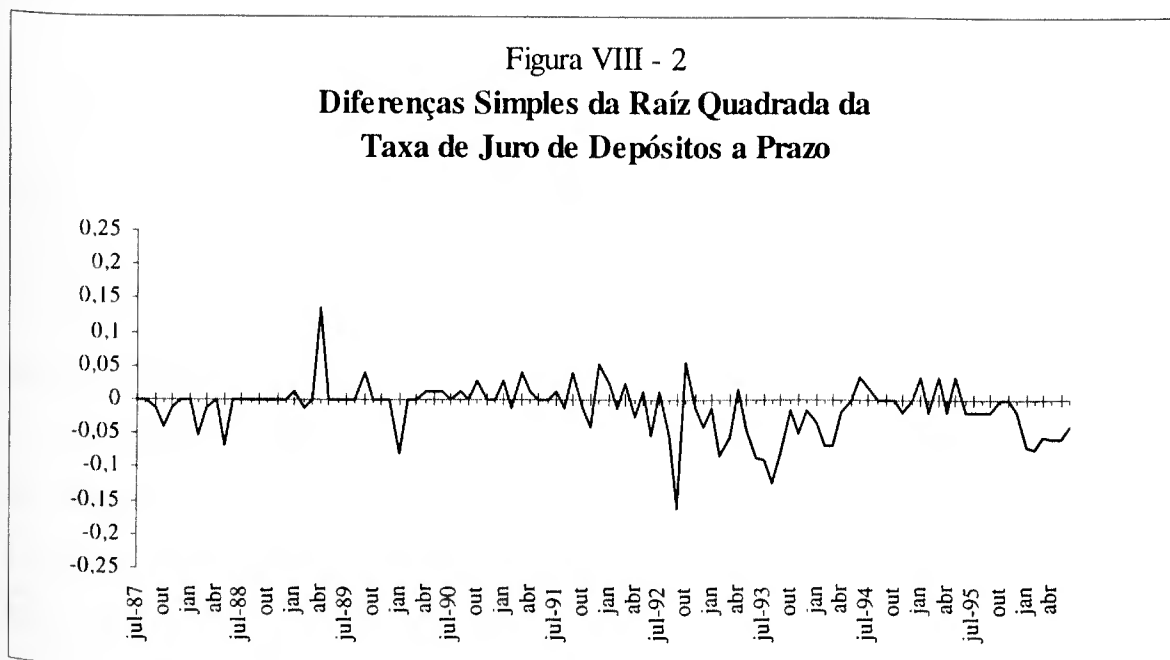


Da sua análise, pode constatar-se que, desde Maio de 1988 até meados do ano de 1992, em que os bancos estavam sujeitos aos limites mínimos fixados por via administrativa para as taxas de juro das operações passivas, a sucessão apresenta um ligeira tendência no sentido ascendente. No entanto, após a liberalização total das taxas mínimas de remuneração dos depósitos a prazo e do regime poupança-habitação (Maio de 1992), a sucessão cronológica caracterizou-se por um movimento tendencialmente decrescente, particularmente notório até ao início do ano de 1994.

8.1.1 Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers

a) Modelização ARIMA univariada

A Figura VIII - 2 mostra a sucessão da taxa de juro passiva com a aplicação de um operador de diferenças simples à melhor transformação de Box-Cox para estabilizar a variância ($\lambda = 0,5$).



Depois de várias tentativas para a identificação da estrutura do modelo ARMA (p, q) com o auxílio das funções autocorrelação e autocorrelação parcial, chegou-se ao seguinte modelo final¹,

$$(1-B)\sqrt{Y_t} = 1/([2,77](1-0,24380B-0,25748B^3-0,26070B^5))\varepsilon_t, \quad (8.1)$$

ou,

$$\sqrt{Y_t} = 1/[(1-0,24380B-0,25748B^3-0,26070B^5)(1-B)]\varepsilon_t, \quad (8.2)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,00117$. De acordo com os diferentes critérios de avaliação do diagnóstico, pode dizer-se que o modelo estimado descreve muito satisfatoriamente a sucessão em estudo,

¹ Para além deste modelo, foram estimados outros até mais parcimoniosos mas cujas qualidades do ajustamento não se revelaram tão boas como as do modelo seleccionado.

com resultados particularmente bons no que diz respeito ao comportamento dos resíduos estimados, onde a FAC e a FACP compreendem apenas valores no limiar $\pm 1,96\sigma$ (para cada *lag* considerado), e a estatística de Ljung-Box ($Q = 11$) permite atribuir um elevado nível de significância ($P\text{-value} = 0,987$) à hipótese da nulidade global da função de autocorrelação nos primeiros 24 atrasos, sendo esta hipótese ainda claramente aceite quando se toma qualquer um dos *lags* anteriores (1 a 23).

b) Modelo com intervenções

Após ter-se modelizado o ARIMA representativo da sucessão residual, com base nas 109 observações disponíveis da sucessão em estudo, procedeu-se ao ensaio de tipos de respostas simples da taxa de juro de depósitos a prazo (na sua forma estacionarizada) às potenciais intervenções referidas na secção 6.2.

No período considerado, houve três intervenções que se revelaram significativamente diferentes de zero. São elas:

- a **liberalização das taxas de juro máximas** estabelecidas administrativamente para as operações de crédito à habitação e empréstimos contraídos ao abrigo das contas de poupança-habitação (Aviso do Banco de Portugal em 18 de Março de 1989), cujo efeito apenas se fez sentir um mês depois da ocorrência da intervenção (em Abril de 1989);

- a **abolição dos limites mínimos** fixados pelas Autoridades Monetárias para a taxa de remuneração dos depósitos a prazo superior a 180 dias e até um ano e dos depósitos do regime poupança-habitação em 20 de Maio de 1992 (Aviso N.º 5/92 do Banco de Portugal), onde o choque sobre a sucessão *output* apenas se mostrou significativo passados 4 meses (em Setembro de 1992);

- e a **liberalização total do movimento de capitais com a União Europeia** em 31 de Dezembro de 1992, cujo efeito apenas se fez sentir em Fevereiro de 1993.

O melhor modelo a que se chegou com estas três variáveis de intervenção, onde apenas o impacto inicial se mostrou significativo em cada uma das intervenções, foi,

$$\begin{aligned}
 (1-B)\sqrt{Y_t} = & 0,14016(1-B) S_{t-1}^{(22)} - 0,14553(1-B) S_{t-4}^{(60)} - 0,06051(1-B) S_{t-1}^{(68)} + \\
 & \quad [5,31] \quad \quad \quad [-5,44] \quad \quad \quad [-2,22] \\
 & + (1+0,37259B^2)/(1-0,27979B-0,27427B^3) \epsilon_t, \\
 & \quad \quad \quad [-3,75] \quad \quad [2,91] \quad \quad [2,88]
 \end{aligned} \tag{8.3}$$

ou,

$$\sqrt{Y_t} = 0,14016 S_{t-1}^{(22)} - 0,14553 S_{t-4}^{(60)} - 0,06051 S_{t-1}^{(68)} + \\ + (1+0,37259B^2)/[(1-0,27979B-0,27427B^3)(1-B)] \varepsilon_t, \quad (8.4)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,00081$. O modelo estimado revelou-se bastante adequado no que diz respeito aos diferentes aspectos da avaliação, quer da qualidade estatística dos parâmetros estimados, quer da qualidade do ajustamento aos dados das variáveis *output* e de intervenção. Apenas há a registar como aspecto menos positivo uma autocorrelação ligeiramente fora do limiar $\pm 1,96\sigma$ (para o *lag* 6), mas ainda assim, a estatística *Q* permite atribuir uma probabilidade igual a 0,794 à hipótese de que a FAC dos resíduos estimados seja globalmente nula nos primeiros 24 *lags*.

A relação (8.4) traduz os efeitos produzidos pelas três intervenções sobre a raiz quadrada da taxa de juro nominal passiva (sucessão transformada). Quando avaliados sobre a sucessão original, esses choques podem ser traduzidos da seguinte forma:

- A intervenção ocorrida em Março de 1989, $S_{t-1}^{(22)}$, originou uma subida da taxa de juro de depósitos a prazo em Abril de 1989 de cerca de 1 ponto percentual face ao nível verificado no mês anterior, porquanto,

$$\frac{dY_t}{dS_{t-1}^{(22)}} = 0,14016 \times 2 \times \sqrt{Y_t}. \quad (8.5)$$

- O coeficiente da intervenção “degrau” ($-0,14553$) ocorrida em Maio de 1992 indica, por analogia com (8.5), que em Setembro de 1992 a taxa de juro passiva experimentou uma descida de aproximadamente 1,1 pontos percentuais, face a Agosto de 1992.

- Com a liberalização total do movimento de capitais com os Países da União Europeia no último dia do ano de 1992, o preço dos depósitos a prazo sofreu uma queda de cerca de 0,4 pontos percentuais em Fevereiro de 1993, em relação a Janeiro do mesmo ano.

c) Modelização com detecção de *outliers*

Do processo iterativo de identificação e estimação de um modelo de intervenção com a pesquisa automática de *outliers* pelo *package* AUTOBOX, resultou a seguinte relação,

$$\begin{aligned}
(1-B)\sqrt{Y_t} = & 0,13141(1-B) S_t^{(23)} - 0,08346(1-B) S_t^{(32)} - 0,09082(1-B) P_t^{(64)} - \\
& [5,38] \qquad \qquad \qquad [-3,42] \qquad \qquad \qquad [-5,97] \\
& - 0,05644(1-B) S_t^{(75)} + 0,03924(1-B) P_t^{(94)} + 1/(1-0,41099B-0,30463B^3) \varepsilon_t, \quad (8.6) \\
& [-2,27] \qquad \qquad \qquad [2,61] \qquad \qquad \qquad [4,47] \qquad \qquad [3,21]
\end{aligned}$$

ou,

$$\begin{aligned}
\sqrt{Y_t} = & 0,13141 S_t^{(23)} - 0,08346 S_t^{(32)} - 0,09082 P_t^{(64)} - 0,05644 S_t^{(75)} + \\
& + 0,03924 P_t^{(94)} + 1/[(1-0,41099B-0,30463B^3)(1-B)] \varepsilon_t, \quad (8.7)
\end{aligned}$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,00069$. O modelo estimado foi aprovado em todos os testes de avaliação do diagnóstico com resultados particularmente satisfatórios no que se refere à autocorrelação dos resíduos estimados. No quadro seguinte apresentam-se os tipos de *outliers* detectados através da relação (8.6) ou (8.7), a magnitude dos seus efeitos sobre a raiz quadrada da taxa de juro de depósitos a prazo, bem como os efeitos produzidos sobre a sucessão original [por raciocínio análogo a (8.5)].

Obs. N.º	Data	Tipo	Magnitude	Efeito s/ TPDP
23	ABR/89	<i>Level Step</i>	0,13141	+1,0 p.p.
32	JAN/90	<i>Level Step</i>	-0,08346	-0,6 p.p.
64	SET/92	<i>Additive Outlier</i>	-0,09082	-0,7 p.p.
75	AGO/93	<i>Level Step</i>	-0,05644	-0,4 p.p.
94	MAR/95	<i>Additive Outlier</i>	0,03924	+0,2 p.p.

A consideração destes choques exógenos permite assinalar os seguintes aspectos:

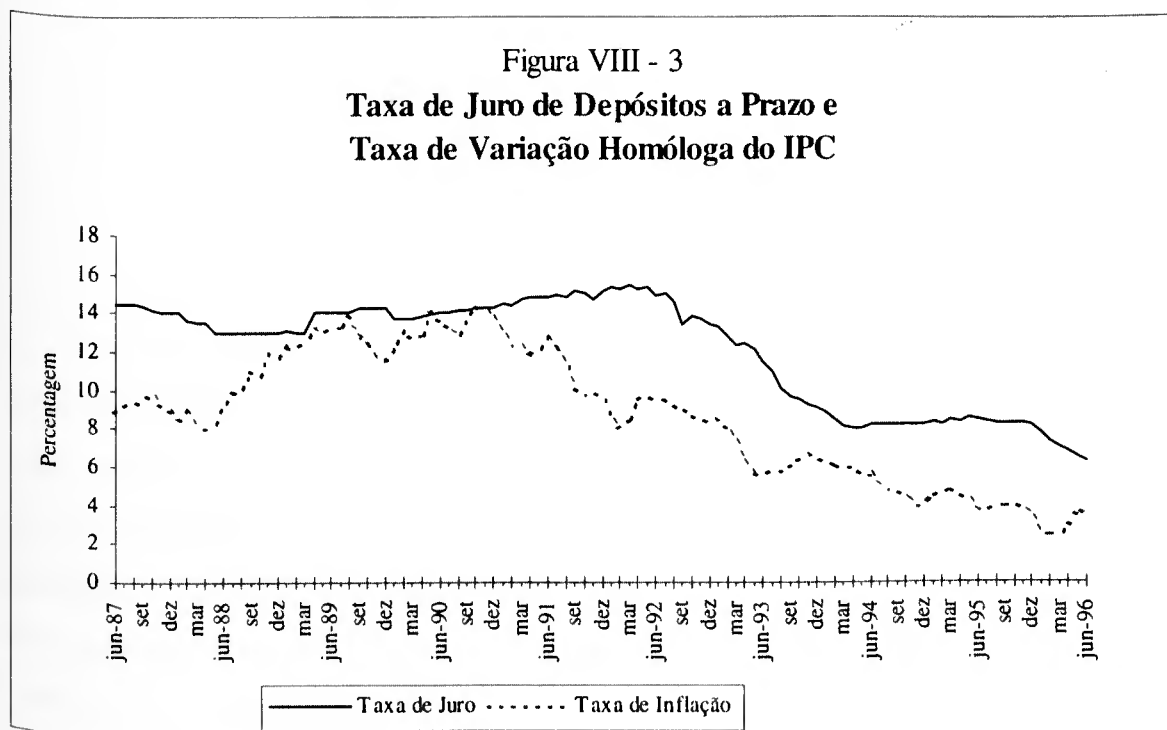
- A intervenção do tipo “degau” ocorrida **em Abril de 1989** (que já se tinha revelado significativa na modelização empírica com intervenções), cujo impacto se traduziu num aumento da taxa de juro passiva em cerca de 1 ponto percentual face ao mês anterior, parece estar associada, por um lado, ao aumento da taxa básica de desconto do Banco de Portugal, que passou de 13,5 para 14,5 por cento através do seu Aviso de 18 de Março e, por outro lado, à forte concorrência de outros instrumentos financeiros, nomeadamente, os certificados de aforro e os fundos de investimento mobiliário.
- O anúncio da liberalização dos movimentos de capitais por parte das Autoridades em Agosto de 1992 e a forte instabilidade cambial do escudo no SME que caracterizou o mês de Setembro do mesmo ano, terão estado na origem, a avaliar pela magnitude do

outlier do tipo aditivo, da redução da taxa de juro dos depósitos a prazo de cerca de 0,7 pontos percentuais em **Setembro de 1992**, em comparação com Agosto de 1992.

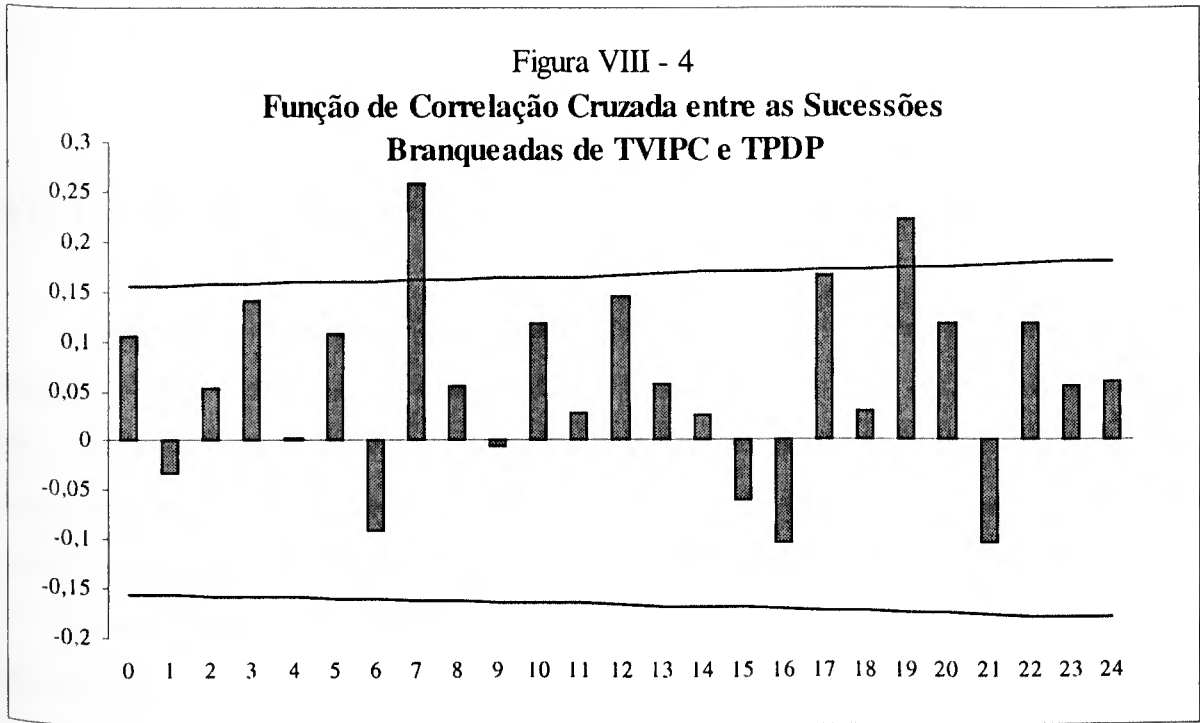
- A intervenção do tipo “degrau” ocorrida em **Agosto de 1993**, cujo efeito motivou uma descida da taxa de juro nominal em aproximadamente 0,4 pontos percentuais em relação a Julho do mesmo ano, parece reflectir a diminuição do crescimento dos depósitos a prazo de 181 dias a um ano durante os últimos três trimestres do ano de 1993, e que esteve associada ao forte aumento dos depósitos de residentes no exterior verificado naquele período (em substituição dos depósitos a prazo no sistema bancário português).
- Para as restantes intervenções, ocorridas em **Janeiro de 1990** e **Março de 1995**, não se encontram justificações economicamente relevantes.

8.1.2 Modelos de Função Transferência

Da observação dos cronogramas das sucessões da Taxa de Juro de Depósitos a Prazo e da Taxa de Crescimento do IPC (Figura VIII - 3), constata-se que, apenas a partir de meados de 1992 até ao final do período em análise, parece existir alguma relação de equilíbrio entre as duas variáveis.



Depois de se proceder ao “branqueamento” da sucessão da taxa de juro de depósitos a prazo (TPDP) com uma diferenciação simples e a melhor transformação de Box-Cox ($\lambda = 0,5$), através da aplicação dos operadores autoregressivos [veja-se (7.6)] que possibilitaram a transformação da sucessão da taxa de variação homóloga do IPC (TVIPC) em ruído branco, passou-se à fase da identificação dos inteiros (r,s,b) da função transferência, com o auxílio das correlações cruzadas entre as sucessões TVIPC e TPDP nas suas formas branqueadas (Figura VIII - 4).



Da observação do correlograma da Figura VIII - 4, verifica-se que, apenas as correlações cruzadas correspondentes aos *lags* 7 e 19 excedem em valor absoluto o limiar $1,5\sigma$, o que sugere a identificação inicial parcimoniosa e economicamente justificável $(r,s,b) = (0,0,7)$, a qual por sinal também coincide com a forma do modelo proposta pelo *package* AUTOBOX, uma vez que não parece existir teoricamente uma amplitude de desfasamento tão elevada entre a ocorrência de variações no nível geral dos preços e os seus efeitos sobre a taxa de juro nominal passiva que justifique incluir um “impulso” no *lag* 19.

Após se ter modelizado a sucessão do *noise* pela metodologia univariada de Box-Jenkins, através do modelo ARMA(1,3) com $\theta_1 = \theta_2 = 0$, procedeu-se à estimação final dos parâmetros do modelo de função transferência $(r,s,b)(p,q) = (0,0,7)(1,3)$, tendo-se chegado a uma relação na qual o coeficiente associado à variável raiz quadrada de TVIPC desfasada sete períodos, e de alguma forma inesperado, não se revelou significativamente diferente de zero ao nível de 5% (rácio- $t = 1,30$).

A estimação de outros modelos próximos deste e mesmo com a inclusão de variáveis de intervenção, também não conduziu a resultados satisfatórios, pelo que segundo a metodologia função transferência, e considerando aquele período amostral, a taxa de inflação não pode ser definida como indicador avançado da taxa de juro de depósitos a prazo superior a 180 dias e até um ano.

8.1.3 Testes de Causalidade à Granger

A aplicação da metodologia função transferência não permitiu chegar a uma relação matemática que descrevesse a sucessão da taxa de juro de depósitos a prazo como função dos seus valores passados e dos valores presentes e passados da sucessão da taxa de crescimento do IPC, pelo menos nas suas formas transformadas, diferenças simples da raiz quadrada (em cada uma das sucessões).

Como alternativa à modelização função transferência, vai testar-se a existência de uma relação de equilíbrio entre TPDP e TVIPC e, posteriormente, proceder-se à estimação de modelos VAR com as sucessões originais e em níveis (caso as variáveis sejam não cointegradas), a fim de analisar a causalidade à Granger entre estas (tal como se procedeu nas secções 7.1.3 e 7.2.3).

No Quadro VIII - 1 apresentam-se os resultados do teste de Enlge-Granger para a hipótese nula da não cointegração entre a taxa de juro passiva e a taxa de inflação atrasada em 7 meses (desfasamento de acordo com a função de correlação cruzada), para os períodos de Junho de 1987 a Junho de 1996 e Maio de 1992 a Junho de 1996 (após a liberalização total das taxas de juro das operações passivas).

Quadro VIII - 1
Teste de Cointegração entre TPDP e TVIPC(-7)

Junho de 1987 a Junho de 1996	
<p>(i) Regressão de Cointegração</p> $Y_t = 4,6127 + 0,8099 X_{t-7} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;">(12,92) (21,78)</p> <p>$T = 102 \quad DW = 0,139 \quad R^2 = 0,826$</p>	<p>(ii) Teste de Engle-Granger Aumentado</p> $\Delta \hat{\varepsilon}_t = -0,0914 \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0,2030 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} +$ <p style="text-align: center;">(-2,36) (2,02)</p> $+ 0,0801 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-2} + \eta_t \quad R^2 = 0,082$ <p style="text-align: center;">(0,80)</p>
Maio de 1992 a Junho de 1996	
<p>(i) Regressão de Cointegração</p> $Y_t = 3,6523 + 0,8837 X_{t-7} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;">(8,94) (13,66)</p> <p>$T = 43 \quad DW = 0,207 \quad R^2 = 0,820$</p>	<p>(ii) Teste de Engle-Granger Aumentado</p> $\Delta \hat{\varepsilon}_t = -0,1901 \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0,6087 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \eta_t$ <p style="text-align: center;">(-3,24)* (4,93)</p> <p style="text-align: center;">$R^2 = 0,442$</p>

* Rejeição ao nível de 10% (t crítico $\approx -3,04$) da hipótese nula da não cointegração.

Os resultados obtidos no teste de cointegração entre as variáveis TPDP¹ e TVIPC (-7) permitem concluir que, a combinação linear destas apenas é estatisticamente estacionária (ainda que ao nível de 10%) no período após a abolição dos limites mínimos fixados administrativamente para as operações de depósitos a prazo e depósitos de poupança-habitação, o que equivale a dizer, que estas são aparentemente cointegradas naquele período.

No Quadro VIII - 2 mostram-se os valores obtidos para a estatística do teste directo de causalidade à Granger entre as sucessões TPDP e TVIPC em termos de dados originais e, a sombreado, em níveis (de raízes quadradas), tomando todas as observações disponíveis entre Junho de 1987 e Junho de 1996.

¹ Foi inicialmente testada a sua ordem de integração, tendo sido aceite a hipótese nula da presença de uma raiz unitária.

Quadro VIII - 2
Teste de Causalidade entre TPDP e TVIPC

Hipóteses Nulas	Regressões pelo OLS	Estat. F	G. L. $(m, T-2m-1)$
$H_{01}: b_1 = \dots = b_4 = 0$	TVIPC = $f(\text{TVIPC}, 4 \text{ lags passados}; \text{TPDP}, 4 \text{ lags passados})$ TVIPC = $f(\text{TVIPC}, 4 \text{ lags passados})$	0,42 0,41	(4, 96)
$H_{02}: b_1 = \dots = b_8 = 0$	TVIPC = $f(\text{TVIPC}, 8 \text{ lags passados}; \text{TPDP}, 8 \text{ lags passados})$ TVIPC = $f(\text{TVIPC}, 8 \text{ lags passados})$	0,55 0,61	(8, 84)
$H_{03}: e_1 = \dots = e_4 = 0$	TPDP = $f(\text{TPDP}, 4 \text{ lags passados}; \text{TVIPC}, 4 \text{ lags passados})$ TPDP = $f(\text{TPDP}, 4 \text{ lags passados})$	3,42* 3,70**	(4, 96)
$H_{04}: e_1 = \dots = e_8 = 0$	TPDP = $f(\text{TPDP}, 8 \text{ lags passados}; \text{TVIPC}, 8 \text{ lags passados})$ TPDP = $f(\text{TPDP}, 8 \text{ lags passados})$	2,00*** 2,41*	(8, 84)

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.

*** Significativo ao nível de 10%.

Da sua análise (Quadro VIII - 2) pode verificar-se que, as hipóteses nulas (H_{01} e H_{02}) da não causalidade de TPDP para TVIPC não podem ser rejeitadas ao nível de 5%, o mesmo será dizer que, não existe indícios dos valores passados da taxa de juro nominal de depósitos a prazo influenciarem os valores presentes da taxa de inflação. No que se refere aos testes às hipóteses nulas (H_{03} e H_{04}) de que TVIPC não causa TPDP, os valores obtidos para a estatística F mostram que globalmente os coeficientes associados aos *lags* passados de TVIPC são significativamente diferentes de zero, o que nos leva a rejeitar essas hipóteses (embora, a hipótese H_{04} , apenas ao nível de 10%). Quanto aos testes de causalidade à Granger entre as sucessões em níveis, pode também concluir-se pela existência de uma relação causal apenas da taxa de inflação para a taxa de juro passiva, mas, neste caso, com maiores probabilidades de rejeição das hipóteses nulas (H_{03} e H_{04}).

No Quadro VIII -3 apresentam-se os resultados do teste de causalidade entre as sucessões originais e em níveis de TVIPC e TPDP, para os subperíodos Junho de 1987 a Abril de 1992 e Maio de 1992 a Junho de 1996.

Quadro VIII - 3
Comparação dos Testes de Causalidade entre TPDP e TVIPC
para os subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96

Regressões pelo OLS	Jun/87 - Abr/92		Mai/92 - Jun/96	
	Estat. <i>F</i>	G. L.	Estat. <i>F</i>	G. L.
TVIPC = f (TVIPC, 4 <i>lags</i> passados; TPDP, 4 <i>lags</i> passados)	2,90*	(4, 46)	0,55	(4, 37)
TVIPC = f (TVIPC, 4 <i>lags</i> passados)	2,86*		0,67	
TVIPC = f (TVIPC, 8 <i>lags</i> passados; TPDP, 8 <i>lags</i> passados)	1,38	(8, 34)	1,00	(8, 25)
TVIPC = f (TVIPC, 8 <i>lags</i> passados)	1,33		0,77	
TPDP = f (TPDP, 4 <i>lags</i> passados; TVIPC, 4 <i>lags</i> passados)	1,15	(4, 46)	1,75	(4, 37)
TPDP = f (TPDP, 4 <i>lags</i> passados)	1,18		1,62	
TPDP = f (TPDP, 8 <i>lags</i> passados; TVIPC, 8 <i>lags</i> passados)	0,35	(8, 34)	3,38**	(8, 25)
TPDP = f (TPDP, 8 <i>lags</i> passados)	0,37		3,30**	

* Significativo ao nível de 5% (*F* crítico $\approx 2,58$).

** Significativo aos níveis de 5% (*F* crítico $\approx 2,34$) e 1% (*F* crítico $\approx 3,32$).

Os resultados obtidos mostram que, no período em que os bancos estavam sujeitos a um controlo administrativo sobre as taxas de juro mínimas a aplicar aos depósitos bancários, a hipótese nula (H_{01}) de que TVIPC não influencia TPDP é rejeitada ao nível de significância de 5%; no entanto, ao considerar-se *m* igual a 8, os coeficientes associados aos *lags* passados de TPDP na regressão sem restrições revelaram-se globalmente nulos. No período pós-liberalização (Maio de 1992 e Junho de 1996), apenas se mostrou estatisticamente significativa a relação de causalidade de TVIPC para TPDP com uma ordem de desfasamento igual a 8 períodos.

No que diz respeito à autocorrelação dos resíduos gerados pelas equações estimadas sem restrições (veja-se Anexo 3), deve referir-se que, apenas nas regressões de TVIPC nos seus 4 *lags* passados e nos 4 *lags* passados de TPDP (Jun/87-Jun/96) e de TPDP sobre os 8 *lags* passados de TPDP e os 8 *lags* passados de TVIPC (Mai/92-Abr/96), os resíduos não parecem comportar-se globalmente como ruído branco.

8.1.4 *Análise Previsional*

Seguindo a mesma metodologia adoptada nas secções 7.1.4 e 7.2.4 para avaliar a qualidade de previsão, procedeu-se às previsões simuladas a um passo das taxas de juro de

depósitos a prazo entre Julho de 1995 e Junho de 1996, com o emprego dos modelos univariado, com intervenções e com *outliers* estimados na secção 8.1.1. As previsões obtidas e os correspondentes erros absolutos e percentuais absolutos e as suas médias encontram-se no Quadro VIII - 4.

Quadro VIII - 4
Previsão Simulada a Um Passo
da Taxa de Juro de Depósitos a Prazo
 Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio

Data	Obs. Nº.	Valor Observado	Modelo Univariado			Modelo de Intervenção			Modelo c/ <i>Outliers</i>		
			Valor Prev.	EA	EPA	Valor Prev.	EA	EPA	Valor Prev.	EA	EPA
Jul/95	98	8,4	8,4	0,0*	0,0	8,5	0,1	1,2	8,5	0,1	1,2
Ago	99	8,5	8,5	0,2	2,4	8,4	0,1*	1,2	8,4	0,1*	1,2
Set	100	8,2	8,2	0,0*	0,0	8,2	0,0*	0,0	8,2	0,0*	0,0
Out	101	8,2	8,2	0,0*	0,0	8,1	0,1	1,2	8,1	0,1	1,2
Nov	102	8,2	8,1	0,1	1,2	8,2	0,0*	0,0	8,2	0,0*	0,0
Dez	103	8,1	8,1	0,0*	0,0	8,2	0,1	1,2	8,2	0,1	1,2
Jan/96	104	7,7	8,1	0,4*	5,2	8,1	0,4*	5,2	8,1	0,4*	5,2
Fev	105	7,3	7,6	0,3	4,1	7,6	0,3	4,1	7,5	0,2*	2,7
Mar	106	7,0	7,2	0,2	2,9	7,0	0,0*	0,0	7,1	0,1	1,4
Abr	107	6,7	6,8	0,1	1,5	6,7	0,0*	0,0	6,8	0,1	1,5
Mai	108	6,4	6,5	0,1*	1,6	6,5	0,1*	1,6	6,5	0,1*	1,6
Jun	109	6,2	6,2	0,0*	0,0	6,2	0,0*	0,0	6,2	0,0*	0,0
				0,117	1,575		0,100*	1,308		0,108	1,433

À luz dos critérios de comparação de previsões - EAM e EPAM - o modelo com variáveis de intervenção, (8.3), foi aquele que conduziu a melhores resultados.

8.1.5 Conclusões

Tal como já tinha sucedido na modelização das taxas de juro activas, a inclusão, no modelo, das variáveis de intervenção respeitantes à liberalização das taxas de juro máximas do crédito a particulares, à abolição dos limites mínimos fixados administrativamente para as taxas de remuneração dos depósitos a prazo, e ao estabelecimento da liberalização total do movimento de capitais com a União Europeia [modelo (8.3)], e dos cinco *outliers* cujos efeitos se revelaram mais notórios [modelo (8.6)], veio proporcionar uma considerável melhoria na descrição da sucessão da taxa de juro de depósitos a prazo, face aquela que resultou da metodologia baseada exclusivamente nos seus valores passados [modelo (8.1)].

Isto a avaliar pela redução da variância dos resíduos dos modelos com intervenções e com *outliers* em cerca de 30,8 e 41,0 por cento, respectivamente, em relação ao modelo ARIMA univariado.

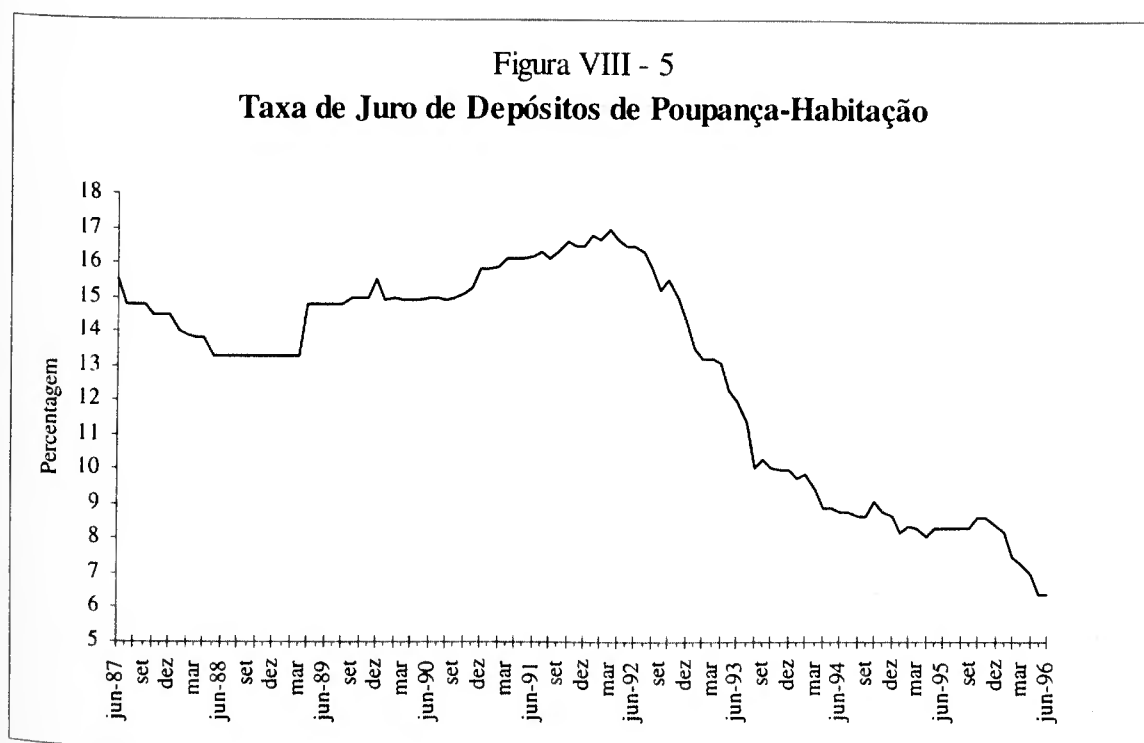
No que respeita à metodologia função transferência, embora a função de correlação cruzada entre as sucessões branqueadas tenha dado “sinais” claros da existência de uma relação de causalidade desfasada (em 7 meses) da taxa de inflação para a taxa de juro nominal de depósitos a prazo, o que seria economicamente aceitável, a estimação, quer de um modelo bivariado, quer de um modelo multivariado (com a taxa de inflação e as variáveis de intervenção mais significativas como *inputs*), não conduziu a resultados satisfatórios, o que se pode dever à fraca relação existente entre as duas variáveis durante o período de fixação administrativa das taxas de juro das operação de captação de depósitos.

Por sua vez, os resultados obtidos nos testes de causalidade à Granger, permitiram verificar que, as variações no nível geral dos preços influenciam o comportamento futuro das taxas de juro passivas, nomeadamente no período em que as taxas de juro dos depósitos bancários passaram a resultar fundamentalmente da relação entre as necessidades e a oferta de fundos no mercado (a partir de Maio de 1992). Aliás, foi apenas neste período que foi possível aceitar a cointegração entre a taxa de juro e a taxa de inflação desfasada em 7 meses.

Por último, será interessante ressaltar que, no período em que os bancos estavam sujeitos ao controlo administrativo das taxas de juro mínimas das operações passivas, mostrou-se algo significativa a relação de causalidade da taxa de juro nominal para a taxa de inflação. Tal pode justificar-se, nomeadamente a partir de Junho de 1990, por uma política económica prosseguida pelas Autoridades de controlo gradual da inflação e de contenção da procura interna pelo aumento das condições mínimas de remuneração dos depósitos a prazo para valores mais favoráveis à poupança privada, tendo em conta a necessidade de convergência da economia nacional para níveis de integração plena na União Europeia.

8.2 Depósitos de Poupança-Habitação

O cronograma da sucessão da Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-Habitação, operações **a mais de 1 ano**, observada no período de Junho de 1987 a Junho de 1996, num total de 109 observações mensais, pode observar-se na Figura VII -5.

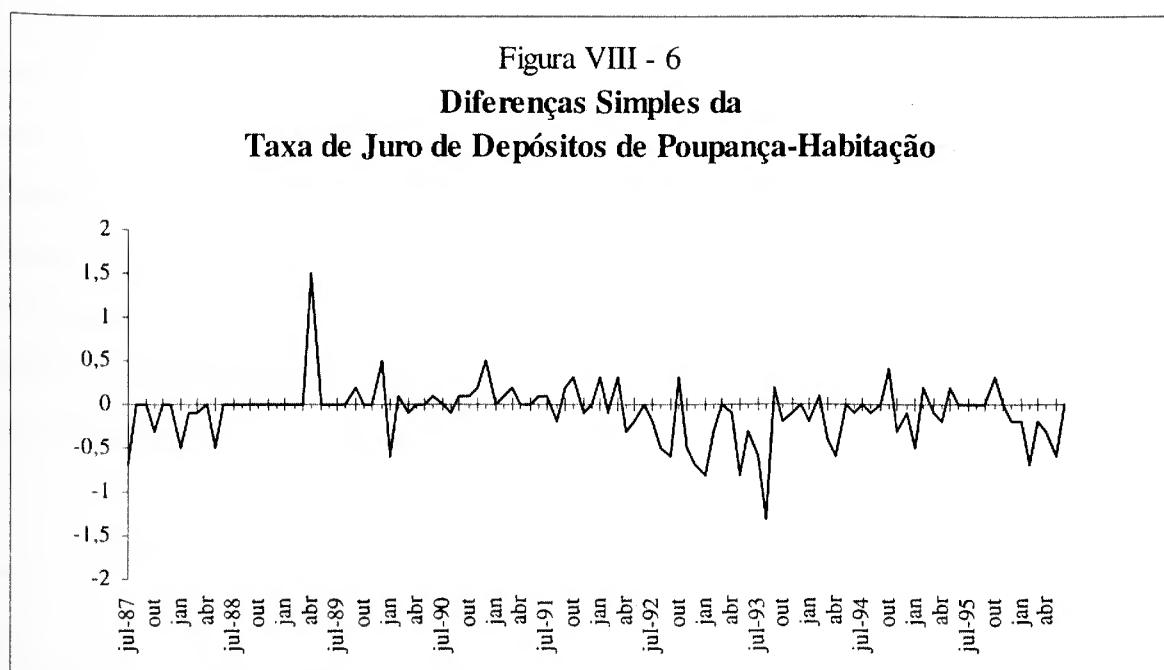


Da sua análise pode notar-se que, entre meados de 1988 até ao período em que foram abolidos os indexantes fixados por via administrativa para os depósitos a prazo e poupança-habitação (Aviso N°. 5/92 de 20 de Maio de 1992), a sucessão caracterizou-se por um movimento ligeiramente ascendente. A partir do momento em que os bancos passaram a decidir livremente os preços de remuneração deste tipo de depósitos até ao final do período em análise, é notória a tendência decrescente (não estacionaridade em média) da sucessão cronológica da taxa de juro.

8.2.1 Modelos de Intervenção e Detecção de Outliers

a) Modelização ARIMA univariada

A aplicação de um operador de diferenciação simples foi o suficiente para tornar a sucessão estacionária em média, e também em variância, como pode observar-se no cronograma da Figura VIII - 6.



Seguindo a metodologia univariada de Box-Jenkins, passou-se à etapa de identificação e selecção de um modelo ARMA representativo da sucessão cronológica em estudo na sua forma diferenciada. Deste processo, chegou-se a um modelo final cuja estimação dos seus parâmetros pela técnica de *backasting* resultou na seguinte relação,

$$(1-B) Y_t = (1+0,26188B^3) \varepsilon_t, \quad (8.8)$$

[-2,85]

ou,

$$Y_t = (1+0,26188B^3)/(1-B) \varepsilon_t, \quad (8.9)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,10040$. À luz dos vários critérios de avaliação das qualidades estatística e do ajustamento, pode dizer-se que o modelo estimado desrevez razoavelmente a sucessão em

estudo. Apenas há a registar como aspectos menos positivos um valor da FAC (*lags* 8) e dois da FACP (*lags* 8 e 21) residuais significativamente diferentes de zero, que ainda assim, parecem ser aceitáveis, tanto mais que, a estatística Q (≈ 28) para os primeiros 24 atrasos, assume um valor manifestamente inferior ao quantil 0,95 da respectiva distribuição, o que permite aceitar a hipótese da nulidade global da função de autocorrelação dos resíduos.

b) Modelo com intervenções

Do processo de identificação do modelo ARIMA representativo do *noise* e do tipo de respostas da taxa de juro passiva às possíveis intervenções apontadas na secção 6.2, chegou-se a um modelo em que apenas as variáveis de intervenção relativas à **liberalização das taxas de juro máximas do crédito a particulares**, em Março de 1989, cujo impacto na sucessão apenas se fez sentir no mês seguinte, e ao **estabelecimento da liberalização do movimento de capitais com a União Europeia**, no último dia do ano de 1992, tendo produzido efeito no mês de Janeiro de 1993, se revelaram significativas. A estimação dos seus parâmetros conduziu à seguinte relação,

$$(1-B) Y_t = 1,5728(1-B) S_{t-1}^{(22)} - 1,0102(1-B) S_t^{(68)} + (1+0,47195B^3) \varepsilon_t, \quad (8.10)$$

[6,73] [-4,29] [-5,45]

ou,

$$Y_t = 1,5728 S_{t-1}^{(22)} - 1,0102 S_t^{(68)} + (1+0,47195B^3)/(1-B) \varepsilon_t, \quad (8.11)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,06547$. O modelo estimado revelou-se adequado, quer do ponto de vista da qualidade estatística dos parâmetros estimados, quer da qualidade do ajustamento aos dados das variáveis *output* e *input*, onde a estatística de Ljung-Box correspondente ao *lag* 24 ($Q = 23$) permite aceitar a hipótese da nulidade global da FAC residual com uma probabilidade de 0,51, sendo esta hipótese ainda claramente aceite, com níveis de significância superiores a 0,05, quando se toma os primeiros 1 a 23 *lags*.

Ainda de acordo com a relação (8.11), o coeficiente da intervenção “degrau” ocorrida em Abril de 1989 traduziu-se num aumento da taxa de juro passiva em aproximadamente 1,6 pontos percentuais face ao mês anterior, enquanto que em Janeiro de 1993 com a liberalização total do movimento de capitais com a União Europeia, a taxa de juro sofreu uma descida de cerca de 1 ponto percentual em relação a Dezembro de 1992.

c) Modelização com detecção de outliers

Recorrendo ao *package* AUTOBOX procedeu-se à estimação de um modelo de intervenção com a detecção automática de choques exógenos (desconhecidos *a priori*) sobre a sucessão em estudo, da qual resultou a relação,

$$\begin{aligned} (1-B) Y_t = & \underset{[7,52]}{1,5220(1-B) S_t^{(23)}} + \underset{[3,82]}{0,54641(1-B) P_t^{(31)}} - \underset{[-5,05]}{1,0212(1-B) S_t^{(68)}} - \\ & \underset{[-3,13]}{0,72150(1-B) S_t^{(72)}} - \underset{[-5,32]}{1,2244(1-B) S_t^{(75)}} + \underset{[-5,95]}{(1+0,50282B^3)\varepsilon_t}, \end{aligned} \tag{8.12}$$

ou,

$$\begin{aligned} Y_t = & 1,5220 S_t^{(23)} + 0,54641 P_t^{(31)} - 1,0212 S_t^{(68)} - 0,72150 S_t^{(72)} - \\ & - 1,2244 S_t^{(75)} + (1+0,50282B^3)/(1-B)\varepsilon_t, \end{aligned} \tag{8.13}$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,04783$. De acordo com os diferentes critérios de avaliação do diagnóstico, pode dizer-se que o modelo estimado descreve muito satisfatoriamente a relação existente entre a taxa de juro e os *outliers* ou intervenções consideradas, com resultados particularmente bons no que diz respeito ao comportamento dos resíduos estimados, onde já não há a registar quaisquer valores da FAC e da FACP residuais fora do limiar $\pm 1,96\sigma$ e, a estatística de Ljung-Box para os primeiros 24 *lags*, consegue atribuir um elevado nível de significância (0,996) à hipótese nula de que os resíduos se comportam globalmente como ruído branco.

No quadro seguinte apresentam-se de forma resumida os tipos de *outliers* detectados pelo AUTOBOX e os efeitos produzidos sobre a sucessão da taxa de juro de depósitos de poupança-habitação.

Obs. N.º	Data	Tipo	Magnitude	Efeito s/ TPPH
23	ABR/89	Level Step	1,52200	+1,5 p.p.
31	DEZ/89	Additive Outlier	0,54641	+0,5 p.p.
68	JAN/93	Level Step	-1,02120	-1,0 p.p.
72	MAI/93	Level Step	-0,72150	-0,7 p.p.
75	AGO/93	Level Step	-1,22440	-1,2 p.p.

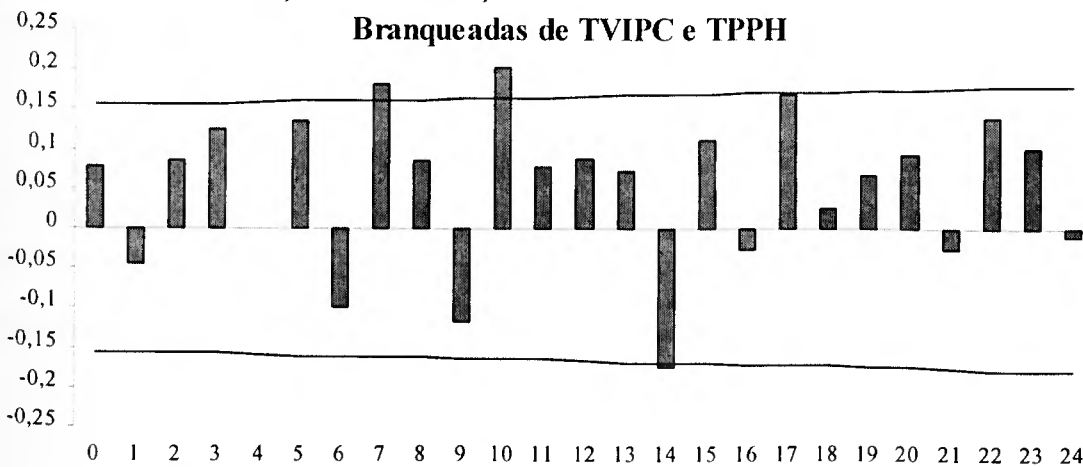
Das variáveis de intervenção incluídas na relação (8.12) ou (8.13), podem destacar-se os seguintes aspectos:

- O aumento da concorrência com outros instrumentos financeiros de poupança, nomeadamente certificados de aforro e fundos de investimento, associado à subida da taxa de remuneração dos depósitos a prazo dos bancos no Banco de Portugal, terá estado na origem, a avaliar pela magnitude do *outlier* do tipo “degrau” (que já se tinha revelado significativo no modelo com intervenções), da subida da taxa de remuneração dos depósitos de poupança-habitação em cerca de 1,5 pontos percentuais em **Abril de 1989**, comparativamente a Março do mesmo ano.
- O ano de 1993 foi caracterizado pela estagnação da economia e, em particular, pela diminuição do rendimento das empresas e particulares, que tiveram que recorrer ao crédito bancário e às suas poupanças financeiras para fazerem face às suas despesas de consumo. Esta situação, conjugada com a crise do investimento em habitação, terá levado a um queda acentuada das taxas de poupança, nomeadamente de depósitos de poupança-habitação que, neste ano, a avaliar pelas três intervenções do tipo “degrau”, experimentou descidas muito significativas nos meses de **Janeiro** (–1 ponto percentual), **Maio** (–0,7 p.p.) e **Agosto** (–1,2 p.p.) face aos respectivos meses anteriores.
- Ao *outlier* do tipo aditivo detectado em **Dezembro de 1989** não se atribui qualquer significado económico.

8.2.2 Modelos de Função Transferência

Na Figura VIII - 7 pode observar-se os cronogramas das sucessões da Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-Habitação e da Taxa de Variação Homóloga do IPC, sendo notória, sensivelmente alguns meses a partir do momento em que se deixou de fixar administrativamente os preços mínimos de remuneração dos depósitos a prazo e do regime poupança-habitação (Maio de 1992) até ao final do período em análise, uma certa relação de equilíbrio entre si, pela forma como se mantem estacionário o diferencial entre as duas sucessões cronológicas nesse período.

Figura VIII - 8



Tendo em conta os figurinos teóricos, que caracterizam as funções de correlação cruzada (veja-se Quadro I -1), levou-nos a ensaiar os modelos $(r,s,b) = (0,3,7)$ com as restrições $\omega_1 = \omega_2 = 0$ e, sem restrições, isto é, considerando um impulso no *lag* 7 actuante até ao *lag* 10, o que parece ter mais sentido económico.

Após a modelização ARIMA do *noise*, procedeu-se à estimação final dos seus parâmetros, tendo-se obtido o seguinte modelo como representação mais satisfatória¹ da relação existente entre as sucessões TPPH e TVIPC,

$$(1-B)Y_t = \underset{[2,84]}{(0,95636)} + \underset{[-2,07]}{+0,69153B^3}(1-B)\sqrt{X_{t-7}} + \underset{[-5,08]}{(1+0,46379B^8-0,25070B^{14})}\varepsilon_t, \quad (8.14)$$

ou,

$$Y_t = (0,95636 + 0,69153B^3)\sqrt{X_{t-7}} + (1 + 0,46379B^8 - 0,25070B^{14})/(1-B)\varepsilon_t, \quad (8.15)$$

com $\sigma_e^2 = 0,08894$. Segundo os vários critérios de avaliação das qualidades estatística e do ajustamento, o modelo estimado, ainda que não muito parcimonioso, mostrou-se bastante adequado: não há a registar quaisquer valores da FAC e da FACP fora do limiar $\pm 1,96\sigma$; a estatística Q para os primeiros 24 *lags* da FAC residual tem associado um *P-value* igual a

¹ No modelo $(r,s,b) = (0,3,7)$ sem restrições, as estimativas dos parâmetros ω_1 (lag 8) e ω_2 (lag 9) não se revelaram significativamente diferentes de zero.

0,908; as correlações cruzadas entre o *input* branqueado e os resíduos estimados são estatisticamente nulas; e não existem indícios de causalidade do *output* para o *input*.

b) Modelo com a TVIPC, as intervenções e os *outliers* como *inputs*

Do processo de estimação do modelo de função transferência a relacionar a taxa de juro dos depósitos de poupança-habitação com a taxa de inflação e os quatro *outliers* mais notórios detectados pelo AUTOBOX através da relação (8.12) [onde se incluem as duas variáveis de intervenção do modelo (8.10)], chegou-se à seguinte relação,

$$\begin{aligned} (1-B) Y_t = & \underset{[2,26]}{0,57028(1-B) \sqrt{X_{t-10}}} + \underset{[6,90]}{1,3758(1-B) S_t^{(23)}} + \underset{[3,97]}{0,54787(1-B) P_t^{(31)}} - \\ & \underset{[-5,98]}{1,2007(1-B) S_t^{(68)}} - \underset{[-3,54]}{0,70708(1-B) S_t^{(75)}} + \underset{[-5,83]}{(1+0,54915B^3+0,19503B^8)} \underset{[-1,99]}{\varepsilon_t}, \end{aligned} \quad (8.16)$$

ou,

$$\begin{aligned} Y_t = & 0,57028 \sqrt{X_{t-10}} + 1,3758 S_t^{(23)} + 0,54787 P_t^{(31)} - 1,2007 S_t^{(68)} - \\ & - 0,70708 S_t^{(75)} + (1+0,54915B^3+0,19503B^8)/(1-B) \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (8.17)$$

com $\sigma_\varepsilon^2 = 0,04725$. O modelo estimado foi aprovado em todos os testes de avaliação do diagnóstico, com destaque para o comportamento dos resíduos estimados, onde a FAC e a FACP residuais apenas compreendem valores no limiar $\pm 1,96\sigma$, e globalmente, a estatística Q nos primeiros 24 *lags* permite atribuir uma probabilidade de 0,935 à hipótese nula de que a FAC dos resíduos se comporta como ruído branco. No que diz respeito às correlações cruzadas entre a sucessão do *input* branqueado e os resíduos estimados do modelo de função transferência, apenas há a registar dois valores significativamente diferentes de zero, nos *lags* 17 e 22, aos quais não se atribuem qualquer significado económico. O mesmo se passa em relação à correlação cruzada entre os resíduos estimados e o *input* branqueado (agora adiantado em relação aos resíduos estimados) que, no *lag* 2 se encontra ligeiramente fora das bandas de significância.

De referir ainda que, com a introdução no modelo dos efeitos determinísticos (intervenções e *outliers*), a taxa de inflação deixou de se fazer sentir sobre a taxa de juro ao fim de 7 meses, e passou a ter impacto nesta apenas passados 10 meses.

8.2.3 Testes de Causalidade à Granger

Tendo em conta a não estacionaridade das sucessões da taxa de juro de depósitos de poupança-habitação e da taxa de inflação (ambas integradas de ordem um), procedeu-se previamente a um teste à existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.

No Quadro VIII - 5 apresentam-se os resultados do teste de cointegração de Engle-Granger entre TPPH e TVIPC com um desfasamento de 10 meses (dado que é no *lag* 10 que a função de correlação cruzada se encontra mais afastada do limiar $\pm 1,5\sigma$), com base em todas as observações disponíveis das sucessões (Jun/87-Jun/96), e apenas nas observações respeitantes ao período pós-liberalização das taxas de juro passivas (Mai/92-Jun/96).

Quadro VIII - 5
Teste de Cointegração entre TPPH e TVIPC(-10)

Junho de 1987 a Junho de 1996	
(i) Regressão de Cointegração $Y_t = 3,7642 + 0,9648X_{t-10} + \varepsilon_t$ (9,89) (24,63) $T = 99 \quad DW = 0,189 \quad R^2 = 0,862$	(ii) Teste de Engle-Granger Aumentado $\Delta \hat{\varepsilon}_t = -0,1515 \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0,2488 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} +$ (-2,99) (2,41) $+ 0,0632 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-2} - 0,0370 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-3} +$ (0,60) (-0,36) $+ 0,2330 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-4} + 0,0826 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-5} + \eta_t$ (2,24) (0,79) $R^2 = 0,151$
Maio de 1992 a Junho de 1996	
(i) Regressão de Cointegração $Y_t = 4,2168 + 0,7873X_{t-10} + \varepsilon_t$ (11,20) (13,50) $T = 40 \quad DW = 0,361 \quad R^2 = 0,828$	(ii) Teste de Engle-Granger Aumentado $\Delta \hat{\varepsilon}_t = -0,5765 \hat{\varepsilon}_{t-1} + 0,4291 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} +$ (-3,48)* (2,57) $+ 0,1537 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-2} + 0,3407 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-3} +$ (0,95) (2,07) $+ 0,1560 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-4} + 0,3016 \Delta \hat{\varepsilon}_{t-5} + \eta_t$ (0,96) (1,84) $R^2 = 0,334$

* Rejeição ao nível de 5% (t crítico $\approx -3,34$) da hipótese nula da não cointegração.

Tal como já tinha sucedido com o teste de cointegração entre TPDP e TVIPC(-7), a hipótese nula de que os resíduos da regressão de cointegração da taxa de juro de depósitos de poupança-habitação sobre a taxa de inflação desfasada em 10 meses contém uma raiz unitária, apenas pode ser rejeitada quando se toma o período em que foram totalmente abolidos os preços mínimos de remuneração das operações passivas, o que equivale a dizer que, apenas nesse período, as variáveis TPPH e TVIPC(-10) podem ser consideradas cointegradas.

No Quadro VIII - 6 apresentam-se os valores obtidos para a estatística do teste de causalidade à Granger entre TPDP e TVIPC e entre TPDP e a raiz quadrada de TVIPC (a sombreado), estas últimas, a que corresponderam as transformações óptimas de Box-Cox na modelização função transferência, para o período Junho de 1987 a Junho de 1996.

Quadro VIII - 6
Teste de Causalidade entre TPPH e TVIPC

Hipóteses Nulas	Regressões pelo OLS	Estat. <i>F</i>	G. L. (<i>m</i> , <i>T</i> -2 <i>m</i> -1)
$H_{01}: b_1 = \dots = b_4 = 0$	TVIPC = <i>f</i> (TVIPC, 4 lags passados; TPPH, 4 lags passados) TVIPC = <i>f</i> (TVIPC, 4 lags passados)	0,27 0,12	(4, 96)
$H_{02}: b_1 = \dots = b_8 = 0$	TVIPC = <i>f</i> (TVIPC, 8 lags passados; TPPH, 8 lags passados) TVIPC = <i>f</i> (TVIPC, 8 lags passados)	0,25 0,06	(8, 84)
$H_{03}: e_1 = \dots = e_4 = 0$	TPPH = <i>f</i> (TPPH, 4 lags passados; TVIPC, 4 lags passados) TPPH = <i>f</i> (TPPH, 4 lags passados)	3,98* 4,26*	(4, 96)
$H_{04}: e_1 = \dots = e_8 = 0$	TPPH = <i>f</i> (TPPH, 8 lags passados; TVIPC, 8 lags passados) TPPH = <i>f</i> (TPPH, 8 lags passados)	1,83** 2,09***	(8, 84)

* Significativo aos níveis de 5% (*F crítico* ≈ 2,47) e 1% (*F crítico* ≈ 3,52).

** Significativo ao nível de 10% (*F crítico* ≈ 1,74).

*** Significativo ao nível de 5% (*F crítico* ≈ 2,05).

Dos resultados do mesmo (Quadro VIII - 6) pode concluir-se que, apenas as hipóteses da nulidade conjunta dos coeficientes associados aos valores passados de TVIPC (quer para *m* = 4, quer para *m* = 8) são rejeitadas (embora, esta última seja apenas rejeitada ao nível de 10% com as sucessões originais) e, portanto, existe evidência estatística de uma relação de causalidade de TVIPV para TPPH, que não é recíproca.

No que se refere aos testes de causalidade para os subperíodos de Junho de 1987 a Abril de 1992 e de Maio de 1992 a Junho de 1996, os valores obtidos para a estatística-*F* (Quadro VIII - 7), permitem salientar os seguintes aspectos: no período em que as taxas de juro mínimas das operações passivas eram fixadas por via administrativa (Jun/87-Abr/92), não se revelou significativa a relação causal da taxa de inflação para a taxa de juro de depósitos de poupança-habitação e nem de TPPH para TVIPC; em relação ao período entre Maio de 1992 e Junho de 1996, apenas a hipótese da nulidade conjunta dos parâmetros associados aos 4 valores passados de TVIPC foi rejeitada (ainda que ao nível de 10%), o que presume haver causalidade unilateral de TVIPC para TPPH no período pós-liberalização.

Quadro VIII - 7
Comparação dos Testes de Causalidade entre TPPH e TVIPC
para os subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96

Regressões pelo OLS	Jun/87 - Abr/92		Mai/92 - Jun/96	
	Estat. <i>F</i>	G. L.	Estat. <i>F</i>	G. L.
TVIPC = f (TVIPC, 4 <i>lags</i> passados; TPPH, 4 <i>lags</i> passados)	1,75	(4, 46)	0,42	(4, 37)
TVIPC = f (TVIPC, 4 <i>lags</i> passados)	1,73		0,48	
TVIPC = f (TVIPC, 8 <i>lags</i> passados; TPPH, 8 <i>lags</i> passados)	0,75	(8, 34)	0,47	(8, 25)
TVIPC = f (TVIPC, 8 <i>lags</i> passados)	0,77		0,49	
TPPH = f (TPPH, 4 <i>lags</i> passados; TVIPC, 4 <i>lags</i> passados)	1,29	(4, 46)	2,26*	(4, 37)
TPPH = f (TPPH, 4 <i>lags</i> passados)	1,34		2,03	
TPPH = f (TPPH, 8 <i>lags</i> passados; TVIPC, 8 <i>lags</i> passados)	0,53	(8, 34)	1,06	(8, 25)
TPPH = f (TPPH, 8 <i>lags</i> passados)	0,57		0,94	

* Significativo ao nível de 10% ($F_{crítico} \approx 2,11$).

No que diz respeito ao comportamento dos resíduos obtidos nas regressões sem restrições, os valores obtidos para a estatística *Q* (veja-se Anexo 3) permitem concluir que, apenas na regressão de TVIPC sobre os seus 4 *lags* passados e os mesmos *lags* passados de TPPH (Jun/87 - Jun/96), os resíduos não parecem comportar-se globalmente como ruído branco (dado o já referido problema de sazonalidade da variável TVIPC).

8.2.4 Análise Previsional

Quanto à adequabilidade dos modelos estimados para previsão, segundo os critérios EAM e EPAM para a previsão simulada a um passo das últimas doze observações disponíveis da sucessão, o modelo ARIMA com detecção de *outliers* (o mais satisfatório para previsão dos estimados na secção 8.2.1) não consegue obter melhores previsões do que o modelo que adicionalmente utiliza também o conhecimento antecipado (neste caso, em 10 meses) das modificações ocorridas na taxa de inflação [modelo (8.16)], como se pode verificar no Quadro VIII - 8.

Quadro VIII - 8
Previsão Simulada a Um Passo
da Taxa de Juro de Depósitos de Poupança-Habitação
Erro Absoluto Médio e Erro Percentual Absoluto Médio

Data	Obs. Nº.	Valor Observado	Modelo ARIMA com <i>Outliers</i>			Modelo Função Transferência com <i>Outliers</i>		
			Valor Previsto	EA	EPA (%Erro)	Valor Previsto	EA	EPA (%Erro)
Jul/95	98	8,3	8,3	0,0*	0,0	8,3	0,0*	0,0
Ago	99	8,3	8,3	0,0*	0,0	8,3	0,0*	0,0
Set	100	8,3	8,3	0,0*	0,0	8,2	0,1	1,2
Out	101	8,6	8,2	0,4	4,7	8,4	0,2*	2,3
Nov	102	8,6	8,5	0,1	1,2	8,6	0,0*	0,0
Dez	103	8,4	8,5	0,1*	1,2	8,7	0,3	3,6
Jan/96	104	8,2	8,5	0,3*	3,7	8,5	0,3*	3,7
Fev	105	7,5	8,2	0,7	9,3	8,1	0,6*	8,0
Mar	106	7,3	7,4	0,1	1,4	7,3	0,0*	0,0
Abr	107	7,0	7,1	0,1	1,4	7,0	0,0*	0,0
Mai	108	6,4	6,6	0,2*	3,1	6,6	0,2*	3,1
Jun	109	6,4	6,3	0,1*	1,6	6,5	0,1*	1,6
				0,175	2,300		0,150	1,958

8.2.5 Conclusões

No que se refere à modelização ARIMA univariada, com variáveis de intervenção e com *outliers*, há que destacar a notável melhoria da qualidade do ajustamento com a introdução no modelo das variáveis de natureza determinística, intervenções [modelo

(8.10)] e *outliers* [modelo (8.12)], as quais permitiram uma redução da variância residual em 34,8% e 52,4%, respectivamente, face ao modelo univariado de Box-Jenkins, (8.8).

Por outro lado, salienta-se ainda o forte impacto sobre a sucessão da taxa de juro de depósitos de poupança-habitação (tal como já tinha sucedido com a da taxa de juro de depósitos a prazo de 181 dias a 1 ano) produzido pela intervenção relativa à liberalização dos limites máximos a aplicar aos empréstimos a particulares, conjugada com o aumento da taxa de remuneração dos depósitos a prazo dos bancos no Banco Central (ambos em 18 de Março de 1989), cujos efeitos em Abril de 1989 se traduziram num aumento da taxa de juro de cerca de 1,6, 1,5, e 1,4 pontos percentuais, respectivamente nos modelos ARIMA com intervenções, ARIMA com *outliers*, e função transferência com *outliers*.

Na modelização função transferência, as relações estimadas a que se chegaram, (8.14) e (8.16), permitem definir a taxa de inflação como indicador avançado da taxa de juro passiva de longo prazo em 7 e 10 meses. Do ponto de vista económico, estes desfasamentos podem justificar-se pelo facto de, à medida que a taxa de inflação baixa, a procura monetária tende a crescer a uma taxa mais lenta, levando os particulares a constituir mais poupanças (depósitos), o que contribui a médio prazo para uma diminuição das respectivas taxas de juro. Este é um dos motivos pelo qual a desinflação é em geral desfavorável para a rentabilidade bancária na medida em que aumenta o custo real dos depósitos. Aliás, a evolução negativa da taxa média dos recursos das instituições bancárias em Portugal nos últimos anos, conforme se viu na Figura V -1, parece ser, em grande parte, explicada por esta situação.

Por seu turno, os testes de causalidade efectuados entre as sucessões TPPH e TVIPC vieram confirmar os resultados obtidos pela metodologia de função transferência, em que há uma relação de causalidade da taxa de inflação para a taxa de juro nominal passiva, sendo, no entanto, essa relação apenas notória no período em que os bancos passaram a decidir livremente os preços a aplicar a todas as operações activas e passivas. Por outro lado, em nenhum dos períodos considerados existem indícios da taxa de juro poder influenciar o nível dos preços futuros.

9. Considerações Finais

Atendendo ao facto de a abordagem ARIMA univariada, pelo seu carácter exclusivo e não causal, apenas permitir a descrição e previsão de uma sucessão cronológica com base no seu comportamento passado, esta não consegue captar os efeitos exercidos sobre a sucessão por fenómenos exógenos (intervenções e *outliers*), que em certos casos conduzem a observações anómalas e mudam em grande declive o seu normal andamento.

A aplicação da metodologia da análise de intervenção, combinando as características dos modelos univariados com os efeitos determinísticos das intervenções e *outliers*, veio proporcionar uma considerável melhoria da qualidade do ajustamento dos modelos estimados (o que se traduziu em reduções muito significativas das variâncias dos resíduos estimados), desempenhando um papel de crucial importância, não só na explicação das sucessões observadas, mas também no processo de previsão e, eventualmente, de controlo dos seus comportamentos futuros.

Os modelos de função transferência são, sobretudo, adequados na análise de uma sucessão cronológica (*output*) fortemente influenciada por uma ou mais variáveis exógenas (*inputs*), pois permitem estabelecer relações de resposta dinâmica do *output* a qualquer um dos *inputs*. Nas relações estimadas em que a taxa de inflação se comporta como indicador avançado, estes modelos mostraram ser eficientes na previsão dos valores futuros das taxas de juro, ao beneficiarem do conhecimento antecipado das modificações ocorridas no *input*. De facto, embora o processo de formação das taxas de juro dos bancos resulte, fundamentalmente, das leis da oferta e da procura de fundos, este parece estar submetido, em grande parte, à influência de pressões inflacionistas, em que as taxas de juro nominais tomam níveis dependentes das expectativas ou antecipações inflacionistas formadas pelos agentes económicos (em particular, quem concede empréstimos e capta depósitos) através do conhecimento da sua evolução passada.

A maior limitação da aplicação dos modelos de função transferência a muitos problemas económicos tem a ver com a existência de interdependência entre as variáveis. Os modelos VAR permitem preencher essa lacuna ao tratarem as variáveis simetricamente, não impondo qualquer restrição no sentido da causalidade entre elas. A análise de causalidade à Granger, entre as taxas de juro e a taxa de inflação, permitiu verificar que, em geral, mesmo com base nos dados originais das sucessões, a hipótese fundamental de ausência de *feedback* assumida na modelização de função transferência não foi violada.

Feitas algumas considerações e analisadas individualmente e com detalhe as quatro sucessões das taxas de juro activas e passivas dos bancos, interessa agora sintetizar as conclusões a que se chegou neste estudo. No Quadro IX - 1 resumem-se os principais resultados obtidos.

Quadro IX - 1
Quadro-Resumo dos Principais Resultados Obtidos

	Taxas de Juro Activas		Taxas de Juro Passivas	
	TAEPNF	TAPART	TPDP	TPPH
Modelos de Intervenção • Intervenções significativas, nº. de períodos que levam a produzir efeitos e impacto sobre a sucessão original (em pontos percentuais)	I1 +1,8	I2 (1 mês) +1,4 I4 (1 mês) -0,9	I2 (1 mês) +1,0 I5 (4 meses) -1,1 I6 (1 mês) -0,4	I2 (1 mês) +1,6 I6 -1,0
Modelos com Detecção de Outliers • Tipos de outliers, datas de ocorrência e efeitos produzidos sobre a sucessão original (em pontos percentuais)	LS (Set/88) +1,8 LS (Jan/90) +3,1 AO (Mai/90) -1,5 LS (Ago/93) -2,0 LS (Out/93) +1,4	LS (Mai/88) -1,0 LS (Abr/89) +1,4 AO (Dez/90) -1,4 AO (Mai/92) -1,4 AO (Ago/92) -1,4	LS (Abr/89) +1,0 LS (Jan/90) -0,6 AO (Set/92) -0,7 LS (Ago/93) -0,4 AO (Mar/95) +0,2	LS (Abr/89) +1,5 AO (Dez/89) +0,5 LS (Jan/93) -1,0 LS (Mai/93) -0,7 LS (Ago/93) -1,2
Modelos de Função Transferência • Nº. de períodos que leva a sucessão TVIPC a produzir um efeito sobre a sucessão output	5 meses 4 meses (com intervenções e outliers)	8 meses	(o delay igual a 7 meses não se revelou significativo, embora a correspondente correlação cruzada o justificasse)	7 e 10 meses 10 meses (com intervenções e outliers)
Testes de Cointegração • Jun/87 - Jun/96 • Após liber. activas • Após liber. passivas	Não Sim -	Sim - -	Não - Sim	Não - Sim
Testes de Causalidade • Jun/87 - Jun/96 • Jun/87 - Abr/92 • Mai/92 - Jun/96	TVIPC→TAEPNF - TVIPC→TAEPNF	TVIPC→TAPART TVIPC→TAPART -	TVIPC→TPDP TPDP→TVIPC TVIPC→TPDP	TVIPC→TPPH - TVIPC→TPPH
Melhor Modelo Ajustado	Modelo ARIMA com Outliers	Modelo ARIMA com Outliers	Modelo ARIMA com Outliers	Modelo de Função Transferência com Outliers
Melhor Modelo para Previsão	Modelo de Função Transferência Bivariado	Modelo de Função Transferência Bivariado	Modelo com Intervenções	Modelo de Função Transferência com Outliers

A entrada em linha de conta com a inflação veio mostrar que, as variações no nível geral dos preços não só influenciam as das taxas de juro nominais, como também produzem nestas uma resposta retardada, variável consoante o prazo e o tipo de operação considerados. No entanto, deve realçar-se que os resultados da relação preditiva inflação/taxas de juro são algo diferentes nos dois períodos temporais de análise (antes e após “liberalização”).

No que concerne às operações activas, verificou-se que um aumento na taxa de inflação tem um efeito positivo menos retardado na taxa de juro de curto prazo do que na de longo prazo, o que parece dever-se à dependência das taxas de juro de longo prazo em relação às taxas de curto prazo, sustentada pela *teoria das antecipações* ou *das expectativas*, na qual a formação das taxas de juro de longo prazo tem origem nas expectativas ou nas previsões que os agentes económicos fazem das várias taxas de juro de curto prazo para os exercícios futuros. Esta análise levou-nos inclusive a proceder a um teste de causalidade à Granger entre as duas taxas de juro activas, cujo resultado (veja-se anexo) veio ao encontro daquela teoria.

Quanto às operações passivas, embora se tenham identificado desfasamentos entre a taxa de inflação e as taxas de juro, as suas relações não se revelaram tão robustas como nas primeiras (activas). O facto de as taxas de juro passivas serem mais administrativas que as activas até metade da sucessão, faz com que os modelos sejam mais “complicados” e a análise mais incaracterística. A consideração dos efeitos determinísticos das intervenções e *outliers*, por vezes, permite simplificar a análise. No período pós-liberalização, as relações preditivas são mais intensas, o que leva a pressupor que no futuro, com observações adicionais, será possível chegar a melhores resultados.

A análise das taxas de juro bancárias não se esgota com o presente estudo. Seria também interessante averiguar em que medida é que as taxas de juro do Mercado Monetário Interbancário (mercado onde os bancos emprestam e pedem emprestado dinheiro entre si) se repercutem nas primeiras. Por outro lado, face à crescente internacionalização da economia nacional e as subsequentes influências das trocas comerciais e financeiras com o exterior, poderia ter interesse incluir no modelo de função transferência uma variável que traduzisse as flutuações das taxas de câmbio (relações de preços entre as diferentes divisas) e analisar a sua influência sobre as taxas de juro. Por último, um outro possível desenvolvimento futuro seria a construção de um modelo na forma de Mecanismo Corrector do Erro (MCE),

que conseguisse captar a dinâmica de curto prazo do desvio da relação de equilíbrio entre a taxa de juro e a taxa de inflação, uma vez que as variações de qualquer uma das variáveis depende, não apenas das suas variações passadas mas também do desequilíbrio entre os níveis destas no período anterior.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABRAHAM, B. (1980), "Intervention Analysis and Multiple Time Series", *Biometrika*, 67, 1, pp. 73-78.
- BANCO DE PORTUGAL, Relatórios de Contas do Conselho de Administração, Gerências dos anos 1987-1995.
- BARATA, J. M. (1993), *Moeda e Mercados Financeiros*, Edição do Autor, Lisboa.
- BOX, G. E. P. e JENKINS, G. M. (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden-Day, São Francisco.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. e REINSEL, G. C. (1994), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, 3ª. Edição, Prentice-Hall, New Jersey.
- BOX, G. E. P., e TIAO, G. C. (1975), "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association*, V. 70 (349), Março, pp. 70-79.
- CAIADO, A. C. (1997), *Gestão Bancária - Conceitos e Aplicações*, obra a publicar pela Editora Internacional, Lisboa.
- CHRISTIANO, L. J. e LJUNGQUIST, L. (1988), "Money Does Granger - Cause Output in the Bivariate Money - Output Relation", *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 217-235.
- DAVIDSON, R. e MACKINNON, J. G. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- DICKEY, D. A. e FULLER, W. A. (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, Junho, pp. 427-431.
- DICKEY, D. A. e FULLER, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, Nº. 4, pp. 1057-1072.
- DORNBUSCH, R. e FISCHER, S. (1990), *Macroeconomics*, Mc-Graw Hill International Edition, Nova Iorque.
- ENDERS, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Nova Iorque.
- ENGLE, R. F. e GRANGER, C. W. J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, Nº. 2, pp. 251-228.
- ENGLE, R. F., HENDRY, D. F. e RICHARD, J. F. (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, Vol. 51, Nº. 2, pp. 277-303.

- FAMA, E. (1975), "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, Junho, pp. 269-282.
- FEIGE, F. L. e PEARCE, D. K. (1976), "Economically Rational Expectations: Are Innovations in the Rate of Inflation Independent of Innovations in Measures of Monetary and Fiscal Policy?", *Journal of Political Economy*, 84, pp. 499-552.
- FOX, A. J. (1972), "Outliers in Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B, 34, pp. 350-363.
- FULLER, W. A. (1996), *Introduction to Statistical Time Series*, 2ª. Edição, John Wiley & Sons, Nova Iorque.
- GEWEKE, J. (1982), "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, 77, pp. 304-324.
- GEWEKE, J., MEESE, R. e DENT, W. (1983), "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence", *Journal of Econometrics*, 21, pp. 161-194.
- CHANG, I., TIAO, G. C. e CHEN, C. (1988), "Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers", *Technometrics*, 30, Nº. 2, Março, pp. 193-204.
- GRANGER, C. W. J. (1969), "Investigations Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37 (Nº. 3), Julho, pp. 424-438.
- GRANGER, C. W. J. (1981), "Some Properties of the Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, 16, pp. 121-130.
- GRANGER, C. W. J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, pp. 213-228.
- GRANGER, C. W. J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39, pp. 199-211.
- GREENE, W. H. (1993), *Econometric Analysis*, 2ª. Edição, Macmillan Publishing Company, Nova Iorque.
- HAMILTON, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- HARVEY, A. C. (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2ª. Edição, Philip Allan.
- HARVEY, A. C. e DURBIN, J. (1986), "The Effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: A Case Study in Structural Time Series Modelling", *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. A, 149 (3), pp. 187-210.

- HAUGH, L. D., e BOX, G. E. P. (1977), "Identification of Dynamic Regression (Distributed Lags) Models Connecting Two Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, 72, pp. 121-130.
- JUDGE, G. G., HILL, R. C., GRIFFITHS, W.E., LÜTKEPOHL, H. e LEE, T. (1988), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, 2ª. Edição, John Wiley & Sons.
- KERN, D. e GUTMANN, P. (1992), *Interest Rate Analysis and Forecasting*, Woodhead-Faulkner, Londres.
- LARCKER, D. F., GORDON, L. A. e PINCHES, G. E. (1980), "Testing for Market Efficiency: A Comparison of the Cumulative Average Residual Methodology and Intervention Analysis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. XV, Nº. 2, Junho, pp. 267-287.
- LJUNG, G. M. (1993), "On Outlier Detection in Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 55, pp. 559-567.
- LUCKETT, D. G. (1984), *Money and Banking*, 3ª. Ed., McGraw-Hill Internacional Editions.
- MACKINNON, J. G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests, Long-Run Economic Relationships", *Reading in Cointegration*, Ed. C. W. J. Granger, R. F. Engle.
- MAKRIDAKIS, S., WHEELWRIGHT, S. e MCGEE, V. (1983), *Forecasting: Methods and Applications*, 2ª. Edição, John Wiley & Sons, Nova Iorque.
- MULHERN, F. J. e CAPRARA, R. J. (1994), "A nearest neighbor model for forecasting market response", *Internacional Journal of Forecasting*, 10, pp. 191-207.
- MURTEIRA, B. J. F. (1993), *Análise Exploratória de Dados - Estatística Descritiva*, McGraw-Hill, Lisboa
- MURTEIRA, B. J. F., MÜLLER, D. A. e TURKMAN, K. F. (1993), *Análise de Sucessões Cronológicas*, McGraw-Hill, Lisboa.
- PIERCE, D. A. (1977), "Relationships - and the Lack Thereof - Between Economic Time Series, With Special Reference to Money and Interest Rates", *Journal of the American Statistical Association*, 72, pp. 11-21.
- PIERCE, D. A., e HAUGH, L. D. (1977), "Causality in Temporal Systems", *Journal of Econometrics*, 5, pp. 265-293.
- PINDYCK, R. S., e RUBINFELD, D. L. (1991), *Econometric Models and Economic Forecasts*, 3ª. Edição, McGraw-Hill Internacional Editions.

- ROLL, R. (1972), "Interest Rates on Monetary Assets and Commodity Price Index Changes", *Journal of Finance*, Maio, 27, pp. 251-277.
- RUNKLE, D. E. (1987), "Vector Autoregressions and Reality", *Journal of Business & Economic Statistics*, Outubro, Vol. 5 (Nº. 4), pp. 437-442.
- SARGENT, T. J. (1978), "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations", *Journal of Political Economy*, Vol. 86 (Nº. 6), pp. 1009-1044.
- SCHLOSSER, M. e VERNIMMEN, P. (1974), *Gestion Bancaire - Nouvelles Méthodes et Pratiques*, Dalloz Gestion.
- SHAPIRO, A. C. (1994), *Foundations of Multinational Financial Management*, 2ª. Edição, Allyn and Bacon, Boston.
- SIMS, C. A. (1972), "Money, Income, and Causality", *American Economic Review*, LXII (4), Setembro, pp. 540-552.
- SIMS, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, Nº. 1, pp. 1-48.
- STOCK, J. H. e WEST, K. D. (1988), "Integrated Regressors and Tests of the Permanent - Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, 21, pp. 85-95.
- STOCK, J. H. e WATSON, N. W. (1989), "Interpreting the Evidence on Money - Income Causality", *Journal of Econometrics*, 40, pp. 161-181.
- TIAO, G. C. e BOX, G. E. P. (1981), "Modeling Multiple Time Series with Applications", *Journal of the American Statistical Association*, V. 76, Nº. 376, Dezembro, pp. 802-816.
- TIAO, G. C. e TSAY, R. S. (1983), "Multiple Time Series Modeling and Extended Sample Cross-Correlations", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 1, Nº. 1, Janeiro, pp. 43-56.
- TIAO, G. C., TSAY, R. S. e WANG, T. (1993), "Usefulness of Linear Transformations in Multivariate Time Series Analysis", *Empirical Economics*, 18, pp. 567-593.
- TODA, H. Y. e PHILLIPS, C. B. (1983), "Vector Autoregression and Causality", *Econometrica*, Vol. 61, Nº. 6, pp. 1367-1393.
- TSAY, R. S. (1985), "Model Identification in Dinamic Regression (Distributed Lag) Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 3, Nº. 3, Julho, pp. 228-237.
- TSAY, R. S. (1986), "Time Series Model Specification in the Presence of Outliers", *Journal of the American Statistical Association*, V. 81, Nº. 393, pp. 132-141.

- TSAY, R. S. (1988), "Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series", *Journal of Forecasting*, Vol. 7, pp. 1-20.
- ZELLNER, A. (1979), "Causality and Econometrics", Three Aspects of Policy and Policymaking: Knowledge, Data and Institutions, Karl Brunner and Allan H. Meltzer (eds), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 10, Elsevier, pp. 9-54.
- ZELLNER, A. (1988), "Causality and Casual Laws in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 39, pp. 7-21.
- WEI, W. W. S. (1978), "The Effects of Systematic Sampling and Temporal Aggregation on Causality - A Cautionary Note", *Journal of the American Statistical Association*, 77, pp. 316-319.
- WEI, W. W. S. (1990), *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, Addison - Wesley Publishing Company, Nova Iorque.

ANEXOS

ANEXO 1

DADOS ESTATÍSTICOS

*TAXAS DE JURO ACTIVAS E PASSIVAS
TAXA DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA DO IPC
VARIÁVEIS DE INTERVENÇÃO*



TAXAS DE JURO E TAXA DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA DO IPC

Em percentagem

Ano	Mês	Obs. n.º	Taxas de Juro Activas		Taxas de Juro Passivas		Taxa de Variação Homóloga do IPC
			Empréstimos e Outros Créditos a EPNF de 91 a 180 dias	Empréstimos e Outros Créditos a Particulares a mais de 5 anos	Depósitos a Prazo de 181 dias a um ano	Depósitos de Poupança- Habitação	
1987	Jun	1	17,0	19,0	14,5	15,5	8,9
	Jul	2	16,2	19,4	14,5	14,8	9,2
	Ago	3	16,9	19,1	14,5	14,8	9,4
	Set	4	16,8	19,3	14,4	14,8	9,3
	Out	5	16,0	18,8	14,1	14,5	9,8
	Nov	6	16,6	18,5	14,0	14,5	9,3
	Dez	7	16,4	18,4	14,0	14,5	8,9
1988	Jan	8	16,1	18,2	14,0	14,0	8,5
	Fev	9	15,3	17,8	13,6	13,9	8,9
	Mar	10	15,3	17,7	13,5	13,8	8,2
	Abr	11	14,9	17,8	13,5	13,8	8,0
	Mai	12	15,0	16,8	13,0	13,3	8,3
	Jun	13	14,4	16,7	13,0	13,3	9,2
	Jul	14	13,2	16,5	13,0	13,3	9,7
	Ago	15	14,2	16,7	13,0	13,3	10,0
	Set	16	15,9	16,9	13,0	13,3	11,0
	Out	17	15,2	16,9	13,0	13,3	10,7
	Nov	18	15,5	16,8	13,0	13,3	11,9
	Dez	19	15,6	16,6	13,0	13,3	11,7
1989	Jan	20	15,7	16,7	13,1	13,3	12,2
	Fev	21	16,6	16,8	13,0	13,3	12,2
	Mar	22	17,6	16,7	13,0	13,3	12,4
	Abr	23	17,5	18,1	14,0	14,8	13,2
	Mai	24	17,8	18,1	14,0	14,8	13,0
	Jun	25	17,9	18,0	14,0	14,8	13,2
	Jul	26	17,9	18,1	14,0	14,8	13,3
	Ago	27	18,1	17,9	14,0	14,8	13,7
	Set	28	18,2	18,4	14,3	15,0	12,7
	Out	29	18,6	18,5	14,3	15,0	12,3
	Nov	30	18,8	18,5	14,3	15,0	11,7
	Dez	31	19,1	19,3	14,3	15,5	11,6
1990	Jan	32	22,3	19,1	13,7	14,9	12,1
	Fev	33	21,6	19,4	13,7	15,0	13,1
	Mar	34	21,5	19,4	13,7	14,9	12,8
	Abr	35	22,2	19,5	13,8	14,9	12,9
	Mai	36	20,5	20,1	13,9	14,9	14,0
	Jun	37	22,1	20,4	14,0	15,0	13,6
	Jul	38	21,9	20,2	14,0	15,0	13,3
	Ago	39	22,2	19,8	14,1	14,9	12,7
	Set	40	21,5	20,5	14,1	15,0	13,7
	Out	41	22,0	20,2	14,3	15,1	14,4
	Nov	42	21,7	20,4	14,3	15,3	14,1
	Dez	43	21,8	18,8	14,3	15,8	13,7
1991	Jan	44	22,4	20,1	14,5	15,8	12,9
	Fev	45	22,5	20,3	14,4	15,9	12,3
	Mar	46	22,1	20,0	14,7	16,1	12,2
	Abr	47	21,8	20,3	14,8	16,1	11,8
	Mai	48	22,2	20,2	14,8	16,1	12,0
	Jun	49	21,8	20,2	14,8	16,2	12,6
	Jul	50	21,2	20,4	14,9	16,3	12,1
	Ago	51	21,3	20,4	14,8	16,1	11,4
	Set	52	21,1	20,3	15,1	16,3	10,2
	Out	53	21,3	20,4	15,0	16,6	9,8
	Nov	54	21,5	20,3	14,7	16,5	9,9
	Dez	55	21,2	20,3	15,1	16,5	9,6

Em percentagem

Ano	Mês	Obs. nº.	Taxas de Juro Activas		Taxas de Juro Passivas		Taxa de Variação Homóloga do IPC
			Empréstimos e Outros Créditos a EPNF de 91 a 180 dias	Empréstimos e Outros Créditos a Particulares a mais de 5 anos	Depósitos a Prazo de 181 dias a um ano	Depósitos de Poupança- Habitação	
1992	Jan	56	21,7	20,1	15,3	16,8	8,6
	Fev	57	21,2	20,3	15,2	16,7	8,0
	Mar	58	21,5	19,9	15,4	17,0	8,5
	Abr	59	20,7	19,1	15,2	16,7	9,5
	Mai	60	21,0	18,0	15,3	16,5	9,8
	Jun	61	19,8	19,7	14,9	16,5	9,5
	Jul	62	19,9	19,5	15,0	16,3	9,5
	Ago	63	18,8	18,1	14,6	15,8	9,2
	Set	64	19,5	18,7	13,4	15,2	9,1
	Out	65	18,2	18,6	13,8	15,5	8,7
	Nov	66	18,0	18,3	13,7	15,0	8,6
	Dez	67	18,9	18,4	13,4	14,3	8,4
1993	Jan	68	18,3	18,4	13,3	13,5	8,5
	Fev	69	18,1	18,0	12,7	13,2	8,0
	Mar	70	17,1	17,9	12,3	13,2	7,3
	Abr	71	18,1	17,6	12,4	13,1	6,2
	Mai	72	18,1	17,0	12,1	12,3	5,7
	Jun	73	16,6	16,5	11,5	12,0	5,6
	Jul	74	16,2	16,1	10,9	11,4	5,8
	Ago	75	14,2	15,6	10,1	10,1	5,8
	Set	76	14,4	15,5	9,6	10,3	6,0
	Out	77	15,8	15,1	9,5	10,1	6,3
	Nov	78	15,4	15,1	9,2	10,0	6,6
	Dez	79	15,1	14,7	9,1	10,0	6,4
1994	Jan	80	15,9	14,5	8,9	9,8	6,3
	Fev	81	16,0	14,3	8,5	9,9	6,1
	Mar	82	15,0	13,5	8,1	9,5	6,0
	Abr	83	15,7	13,3	8,0	8,9	6,0
	Mai	84	15,1	13,2	8,0	8,9	5,7
	Jun	85	15,4	13,1	8,2	8,8	5,6
	Jul	86	15,2	13,2	8,3	8,8	5,1
	Ago	87	15,1	13,2	8,3	8,7	4,8
	Set	88	15,2	13,3	8,3	8,7	4,7
	Out	89	15,1	13,2	8,3	9,1	4,5
	Nov	90	14,5	13,2	8,2	8,8	4,0
	Dez	91	14,7	13,0	8,2	8,7	4,0
1995	Jan	92	14,9	13,0	8,4	8,2	4,5
	Fev	93	14,6	12,8	8,3	8,4	4,6
	Mar	94	13,8	12,9	8,5	8,3	4,8
	Abr	95	14,3	12,6	8,4	8,1	4,6
	Mai	96	13,7	12,7	8,6	8,3	4,3
	Jun	97	13,5	12,6	8,5	8,3	3,8
	Jul	98	14,2	12,6	8,4	8,3	3,7
	Ago	99	14,0	12,6	8,3	8,3	4,0
	Set	100	13,0	12,5	8,2	8,3	4,0
	Out	101	13,4	12,5	8,2	8,6	4,0
	Nov	102	13,5	12,5	8,2	8,6	3,9
	Dez	103	12,7	12,4	8,1	8,4	3,4
1996	Jan	104	12,8	12,1	7,7	8,2	2,5
	Fev	105	12,8	11,8	7,3	7,5	2,5
	Mar	106	12,3	11,8	7,0	7,3	2,4
	Abr	107	12,9	11,8	6,7	7,0	2,9
	Mai	108	11,7	11,6	6,4	6,4	3,5
	Jun	109	10,8	11,4	6,2	6,4	3,6

VARIÁVEIS DE INTERVENÇÃO

Ano	Mês	Obs. nº.	I1	I2	I3	I4	I5	I6	I7
			Liberalização das taxas de juro activas (91 a 180 dias)	Liberalização das taxas de juro activas (crédito à habitação e pou- pança habitação)	Abolição dos limites à concessão de crédito	Adesão do escudo ao MTC do SME	Liberalização das taxas de juro passivas	Liberalização do movimento de capitais com a União Europeia	Alteração das disponibilidades mínimas de caixa
1987	Jun	1	0	0	0	0	0	0	0
	Jul	2	0	0	0	0	0	0	0
	Ago	3	0	0	0	0	0	0	0
	Set	4	0	0	0	0	0	0	0
	Out	5	0	0	0	0	0	0	0
	Nov	6	0	0	0	0	0	0	0
	Dez	7	0	0	0	0	0	0	0
1988	Jan	8	0	0	0	0	0	0	0
	Fev	9	0	0	0	0	0	0	0
	Mar	10	0	0	0	0	0	0	0
	Abr	11	0	0	0	0	0	0	0
	Mai	12	0	0	0	0	0	0	0
	Jun	13	0	0	0	0	0	0	0
	Jul	14	0	0	0	0	0	0	0
	Ago	15	0	0	0	0	0	0	0
	Set	16	1	0	0	0	0	0	0
	Out	17	1	0	0	0	0	0	0
	Nov	18	1	0	0	0	0	0	0
	Dez	19	1	0	0	0	0	0	0
	Jan	20	1	0	0	0	0	0	0
	Fev	21	1	0	0	0	0	0	0
	Mar	22	1	1	0	0	0	0	0
	Abr	23	1	1	0	0	0	0	0
	Mai	24	1	1	0	0	0	0	0
1989	Jun	25	1	1	0	0	0	0	0
	Jul	26	1	1	0	0	0	0	0
	Ago	27	1	1	0	0	0	0	0
	Set	28	1	1	0	0	0	0	0
	Out	29	1	1	0	0	0	0	0
	Nov	30	1	1	0	0	0	0	0
	Dez	31	1	1	0	0	0	0	0
	Jan	32	1	1	0	0	0	0	0
	Fev	33	1	1	0	0	0	0	0
	Mar	34	1	1	1	0	0	0	0
	Abr	35	1	1	1	0	0	0	0
	Mai	36	1	1	1	0	0	0	0
	Jun	37	1	1	1	0	0	0	0
	Jul	38	1	1	1	0	0	0	0
	Ago	39	1	1	1	0	0	0	0
	Set	40	1	1	1	0	0	0	0
	Out	41	1	1	1	0	0	0	0
1990	Nov	42	1	1	1	0	0	0	0
	Dez	43	1	1	1	0	0	0	0
	Jan	44	1	1	1	0	0	0	0
	Fev	45	1	1	1	0	0	0	0
	Mar	46	1	1	1	0	0	0	0
	Abr	47	1	1	1	0	0	0	0
	Mai	48	1	1	1	0	0	0	0
	Jun	49	1	1	1	0	0	0	0
	Jul	50	1	1	1	0	0	0	0
	Ago	51	1	1	1	0	0	0	0
	Set	52	1	1	1	0	0	0	0
	Out	53	1	1	1	0	0	0	0
	Nov	54	1	1	1	0	0	0	0
	Dez	55	1	1	1	0	0	0	0
1991	Jan	56	1	1	1	0	0	0	0
	Fev	57	1	1	1	0	0	0	0
	Mar	58	1	1	1	0	0	0	0
	Abr	59	1	1	1	0	0	0	0
	Mai	60	1	1	1	0	0	0	0
	Jun	61	1	1	1	0	0	0	0
	Jul	62	1	1	1	0	0	0	0
	Ago	63	1	1	1	0	0	0	0
	Set	64	1	1	1	0	0	0	0
	Out	65	1	1	1	0	0	0	0
	Nov	66	1	1	1	0	0	0	0
	Dez	67	1	1	1	0	0	0	0
	Jan	68	1	1	1	0	0	0	0
	Fev	69	1	1	1	0	0	0	0
	Mar	70	1	1	1	0	0	0	0
	Abr	71	1	1	1	0	0	0	0
	Mai	72	1	1	1	0	0	0	0

Ano	Mês	Obs. n.º	I1	I2	I3	I4	I5	I6	I7
			Liberalização das taxas de juro activas (91 a 180 dias)	Liberalização das taxas de juro activas (crédito à habitação e pou- pança habitação)	Abolição dos limites à concessão de crédito	Adesão do escudo ao MTC do SME	Liberalização das taxas de juro passivas	Liberalização do movimento de capitais com a União Europeia	Alteração das disponibilidades mínimas de caixa
1992	Jan	56	1	1	1	0	0	0	0
	Fev	57	1	1	1	0	0	0	0
	Mar	58	1	1	1	0	0	0	0
	Abr	59	1	1	1	1	0	0	0
	Mai	60	1	1	1	1	1	0	0
	Jun	61	1	1	1	1	1	0	0
	Jul	62	1	1	1	1	1	0	0
	Ago	63	1	1	1	1	1	0	0
	Set	64	1	1	1	1	1	0	0
	Out	65	1	1	1	1	1	0	0
	Nov	66	1	1	1	1	1	0	0
	Dez	67	1	1	1	1	1	0	0
1993	Jan	68	1	1	1	1	1	1	0
	Fev	69	1	1	1	1	1	1	0
	Mar	70	1	1	1	1	1	1	0
	Abr	71	1	1	1	1	1	1	0
	Mai	72	1	1	1	1	1	1	0
	Jun	73	1	1	1	1	1	1	0
	Jul	74	1	1	1	1	1	1	0
	Ago	75	1	1	1	1	1	1	0
	Set	76	1	1	1	1	1	1	0
	Out	77	1	1	1	1	1	1	0
	Nov	78	1	1	1	1	1	1	0
	Dez	79	1	1	1	1	1	1	0
1994	Jan	80	1	1	1	1	1	1	0
	Fev	81	1	1	1	1	1	1	0
	Mar	82	1	1	1	1	1	1	0
	Abr	83	1	1	1	1	1	1	0
	Mai	84	1	1	1	1	1	1	0
	Jun	85	1	1	1	1	1	1	0
	Jul	86	1	1	1	1	1	1	0
	Ago	87	1	1	1	1	1	1	0
	Set	88	1	1	1	1	1	1	0
	Out	89	1	1	1	1	1	1	0
	Nov	90	1	1	1	1	1	1	1
	Dez	91	1	1	1	1	1	1	1
1995	Jan	92	1	1	1	1	1	1	1
	Fev	93	1	1	1	1	1	1	1
	Mar	94	1	1	1	1	1	1	1
	Abr	95	1	1	1	1	1	1	1
	Mai	96	1	1	1	1	1	1	1
	Jun	97	1	1	1	1	1	1	1
	Jul	98	1	1	1	1	1	1	1
	Ago	99	1	1	1	1	1	1	1
	Set	100	1	1	1	1	1	1	1
	Out	101	1	1	1	1	1	1	1
	Nov	102	1	1	1	1	1	1	1
	Dez	103	1	1	1	1	1	1	1
1996	Jan	104	1	1	1	1	1	1	1
	Fev	105	1	1	1	1	1	1	1
	Mar	106	1	1	1	1	1	1	1
	Abr	107	1	1	1	1	1	1	1
	Mai	108	1	1	1	1	1	1	1
	Jun	109	1	1	1	1	1	1	1

ANEXO 2

OUTPUTS DOS MODELOS ESTIMADOS

MODELOS ARIMA UNIVARIADOS
MODELOS DE INTERVENÇÃO E DETECÇÃO DE OUTLIERS
MODELOS DE FUNÇÃO TRANSFERÊNCIA

AI - TAXAS DE JURO ACTIVAS

AI1. EMPRÉSTIMOS E OUTROS CRÉDITOS A EPNF (de 91 a 180 dias)

MODELO (7.1)

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Z = TA-CPR.DAT 109 OBSERVATIONS
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON

UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 AUTOREGRESSIVE 1 1 -.21855E+00 -2.31

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

SUM OF SQUARES : .55836E+02 DEGREES OF FREEDOM : 107
MEAN SQUARE : .52183E+00 NUMBER OF RESIDUALS : 109
R SQUARED : .94737E+00 AKAIKE CRITERIA (AIC): -.65058E+00
BAYES CRITERIA (BIC): -.62589E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.65630E-01
STANDARD DEVIATION : .71270E+00
NUMBER OF OBSERVATIONS : 109
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.96140E+00

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	-.021	-.035	.150	-.008	.096	.135	.018	-.072
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.098)	(.098)	(.099)	(.101)	(.101)
Q STATISTIC	5.	0.	3.	3.	4.	6.	6.	7.
P-VALUE	.411	.911	.428	.596	.571	.423	.535	.574
LAGS 9- 16	.162	.113	.012	.120	.065	.009	.012	.176
STANDARD ERROR	(.101)	(.103)	(.105)	(.105)	(.106)	(.106)	(.106)	(.106)
Q STATISTIC	10.	11.	11.	13.	14.	14.	14.	18.
P-VALUE	.364	.329	.410	.356	.394	.470	.545	.337
LAGS 17- 24	-.049	-.129	.041	-.147	.106	-.019	-.020	-.025
STANDARD ERROR	(.109)	(.109)	(.110)	(.111)	(.112)	(.113)	(.113)	(.113)
Q STATISTIC	18.	20.	21.	23.	25.	25.	25.	25.
P-VALUE	.382	.315	.363	.267	.248	.295	.345	.396

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	-.021	-.036	.149	-.004	.109	.120	.036	-.093
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)
LAGS 9- 16	.132	.102	.028	.074	.066	.009	-.063	.137
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)
LAGS 17- 24	-.051	-.170	-.062	-.160	.081	-.109	.042	-.019
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (7.2)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```
=====
      1      2
1  1.0000
2 -.1268   1.0000
```

THE ESTIMATED MODEL

```
*****
DATA : Y = TA-CPR.DAT          109 OBSERVATIONS
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON
*****
```

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

```
*****
NOISE MODEL PARAMETERS
*****
```

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

```
*****
1 AUTOREGRESSIVE 1 1 -.24212E+00 -2.53
*****
```

INTERVENTION 1

DATA - X1 = I1.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

```
*****
TRANSFER FUNCTION PARAMETERS
*****
```

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

```
*****
2 INPUT LAG 1 0 .17557E+01 2.56
*****
```

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

```
=====
SUM OF SQUARES : .52523E+02    DEGREES OF FREEDOM : 106
MEAN SQUARE : .49550E+00      NUMBER OF RESIDUALS : 108
R SQUARED : .95049E+00        AKAIKE CRITERIA (AIC): -.68384E+00
                                BAYES CRITERIA (BIC): -.63418E+00
```

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

```
=====
MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.89047E-01
STANDARD DEVIATION : .69166E+00
NUMBER OF OBSERVATIONS : 108
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.13379E+01
```

THE AUTOCORRELATIONS

```
-----
LAGS 1- 8 -.019 -.014 .178 -.013 .070 .110 .039 -.067
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.099) (.099) (.100) (.101) (.101)
Q STATISTIC 4. 6. 4. 4. 4. 6. 6. 6.
P-VALUE .419 .970 .300 .451 .516 .463 .559 .607
LAGS 9- 16 .169 .105 .029 .123 .040 .011 -.026 .077
STANDARD ERROR (.101) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.107)
Q STATISTIC 10. 11. 11. 13. 13. 13. 13. 14.
P-VALUE .368 .347 .424 .360 .424 .501 .570 .585
LAGS 17- 24 -.054 -.137 .024 -.117 .059 -.029 -.031 -.011
```

STANDARD ERROR (.107) (.107) (.109) (.109) (.110) (.110) (.111) (.111)
Q STATISTIC 15. 17. 17. 19. 19. 20. 20. 20.
P-VALUE .627 .520 .581 .524 .557 .611 .660 .713
T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.019 -.015 .178 -.007 .077 .084 .051 -.090
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
LAGS 9- 16 .144 .095 .057 .067 .029 -.003 -.094 .031
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
LAGS 17- 24 -.066 -.166 -.052 -.126 .061 -.076 .009 -.000
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (7.4)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

	1	2	3	4	5	6
1	1.0000					
2	-.0555	1.0000				
3	.0668	-.0037	1.0000			
4	-.1130	.0063	-.0076	1.0000		
5	-.1669	.0093	-.0111	.0189	1.0000	
6	-.0363	.0020	-.0024	.0041	.0060	1.0000

THE IDENTIFIED MODEL

DATA : Y = TA-CPR.DAT 109 OBSERVATIONS
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON

NOISE SERIES
DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 AUTOREGRESSIVE 1 1 -.24406E+00 -2.45

INTERVENTION 1
DATA - X1 = A STEP AT TIME PERIOD 32
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS
FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

2 INPUT LAG 1 0 .31076E+01 5.69

INTERVENTION 2
DATA - X2 = A STEP AT TIME PERIOD 75
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 -.20458E+01 -3.74

INTERVENTION 3

DATA - X3 = A PULSE AT TIME PERIOD 36

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

4 INPUT LAG 1 0 -.15151E+01 -3.42

INTERVENTION 4

DATA - X4 = A STEP AT TIME PERIOD 16

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

5 INPUT LAG 1 0 .17687E+01 3.20

INTERVENTION 5

DATA - X5 = A STEP AT TIME PERIOD 77

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

6 INPUT LAG 1 0 .13534E+01 2.48

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

SUM OF SQUARES : .32166E+02

DEGREES OF FREEDOM : 102

MEAN SQUARE : .31535E+00

NUMBER OF RESIDUALS : 108

R SQUARED : .96968E+00

AKAIKE CRITERIA (AIC): -.11001E+01

BAYES CRITERIA (BIC): -.95112E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.11714E+00

STANDARD DEVIATION : .53302E+00

NUMBER OF OBSERVATIONS : 108

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.22838E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.059 -.109 .181 .168 .031 .029 -.032 .003

STANDARD ERROR (.096) (.097) (.098) (.101) (.103) (.103) (.103) (.104)

Q STATISTIC 0. 2. 5. 9. 9. 9. 9. 9.

P-VALUE .269 .423 .143 .071 .119 .182 .255 .345

LAGS 9- 16 .228 -.067 -.121 .121 .015 -.002 .000 .059

STANDARD ERROR (.104) (.108) (.108) (.110) (.111) (.111) (.111) (.111)

Q STATISTIC 15. 16. 18. 19. 19. 19. 19. 20.

P-VALUE .086 .107 .093 .081 .112 .151 .197 .228

LAGS 17- 24 -.086 -.072 .051 -.092 .051 -.096 .094 .029
 STANDARD ERROR (.111) (.112) (.112) (.113) (.113) (.113) (.114) (.115)
 Q STATISTIC 21. 21. 22. 23. 23. 25. 26. 26.
 P-VALUE .236 .256 .293 .291 .327 .317 .310 .357
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 AUTOBOX IDENTIFIES 1 AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.
 LAGS: 9,

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.059 -.112 .170 .183 .096 .045 -.085 -.061
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 LAGS 9- 16 .195 -.031 -.076 .033 -.050 .049 .011 .079
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 LAGS 17- 24 -.095 -.166 .024 -.060 .096 -.074 .138 .024
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 AUTOBOX IDENTIFIES 1 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.
 LAGS: 9,

MODELO (7.6) - TVIPC

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

	1	2
1	1.0000	
2	-.0200	1.0000

THE ESTIMATED MODEL

 DATA : Z = IPC-R.DAT 109 OBSERVATIONS
 MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = Z(T)** .500
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 BACKCASTING : ON

UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

FACTOR	LAG	COEFFICIENT	T RATIO
1 AUTOREGRESSIVE 1	1	.44273E+00	5.12
2 AUTOREGRESSIVE 2	12	-.50247E+00	-5.51

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .20464E+02 DEGREES OF FREEDOM : 106
 MEAN SQUARE : .19305E+00 NUMBER OF RESIDUALS : 109
 R SQUARED : .98392E+00

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .57688E+00 DEGREES OF FREEDOM : 106
 MEAN SQUARE : .54423E-02 NUMBER OF RESIDUALS : 109
 R SQUARED : .98603E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.83457E-02
 STANDARD DEVIATION : .72269E-01
 NUMBER OF OBSERVATIONS : 109
 MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.12057E+01

THE AUTOCORRELATIONS

```

-----
LAGS 1- 8  -.003  .016  -.119  -.057  .077  -.035  .143  -.020
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.097) (.097) (.098) (.098) (.100)
Q STATISTIC   1.   2.   2.   2.   3.   3.   5.   5.
P-VALUE       .486  .986  .646  .731  .743  .826  .624  .721
LAGS 9- 16  .091  -.081  -.020  .028  .168  .121  .035  .025
STANDARD ERROR (.100) (.101) (.101) (.101) (.102) (.104) (.105) (.105)
Q STATISTIC   6.   7.   7.   7.  11.  13.  13.  13.
P-VALUE       .704  .712  .783  .838  .624  .549  .612  .676
LAGS 17- 24 -.038  .195  .018  .045  -.077  .058  .031  -.152
STANDARD ERROR (.105) (.106) (.109) (.109) (.109) (.110) (.110) (.110)
Q STATISTIC  13.  18.  18.  19.  19.  20.  20.  23.
P-VALUE       .727  .442  .506  .553  .563  .595  .645  .506

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

```

-----
LAGS 1- 8  -.003  .016  -.119  -.058  .082  -.047  .130  -.003
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
LAGS 9- 16  .089  -.062  -.003  .027  .183  .082  .065  .041
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
LAGS 17- 24 .021  .205  .049  .014  -.066  .066  .017  -.155
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)

```

AUTOBOX IDENTIFIES 1 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 18,

MODELO (7.8)

THE PREWHITENING MODEL

```

*****
DATA : IPC-R.DAT                      109 OBSERVATIONS
MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = Z(T)** .500
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1
BACKCASTING : OFF

```

PREWHITENING MODEL PARAMETERS

TYPE LAG COEFFICIENT

```

*****
1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .44273E+00
2 AUTOREGRESSIVE 2 12 -.50247E+00
*****

```

THE PREWHITENING MODEL

```

*****
DATA : TA-CPR.DAT                      109 OBSERVATIONS
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1
BACKCASTING : OFF

```

PREWHITENING MODEL PARAMETERS

TYPE LAG COEFFICIENT

```

*****
1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .44273E+00
2 AUTOREGRESSIVE 2 12 -.50247E+00
*****

```

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

```
=====
MEAN OF THE INPUT SERIES      : -.10997E-01
STANDARD DEVIATION            : .73435E-01
MEAN OF THE OUTPUT SERIES     : -.19232E-01
STANDARD DEVIATION            : .10255E+01
NUMBER OF OBSERVATIONS        : 95
```

THE CROSS-CORRELATIONS

```
-----
LAGS 0- 7 .049 -.060 .030 .000 .052 .082 .079 .033
STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)
LAGS 8-15 .015 .076 -.039 .045 .134 -.064 .089 -.112
STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)
LAGS 16-23 .007 .061 .034 .213 -.209 .129 -.037 .091
STANDARD ERROR (.114) (.115) (.115) (.116) (.117) (.118) (.119) (.120)
LAG 24 .024
STANDARD ERROR (.120)
T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
AUTOBOX IDENTIFIES 2 CROSS CORRELATIONS OUTSIDE 1.500 SIGMA.
LAGS: 19, 20,
```

CROSS-CORRELATION FEEDBACK ANALYSIS

```
=====
(PRELIMINARY TEST OF UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)
THE CROSS-CORRELATIONS
```

```
-----
LAGS 0- 7 .049 .069 .008 .002 .166 -.051 .084 -.132
STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)
LAGS 8-15 .098 .071 .016 .117 -.054 -.107 .075 -.073
STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)
LAGS 16-23 .128 .052 .055 -.174 .050 .035 .083 -.056
STANDARD ERROR (.114) (.115) (.115) (.116) (.117) (.118) (.119) (.120)
LAG 24 -.100
STANDARD ERROR (.120)
T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
AUTOBOX IDENTIFIES 1 CROSS CORRELATIONS OUTSIDE 1.500 SIGMA.
LAGS: 4,
```

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```
=====
      1      2
1 1.0000
2 .1401 1.0000
```

THE ESTIMATED MODEL

```
*****
DATA : Y = TA-CPR.DAT          109 OBSERVATIONS
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON
*****
NOISE SERIES
DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE
*****
NOISE MODEL PARAMETERS
*****
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO
*****
1 MOVING AVERAGE 1      1 .26191E+00      2.66
```

INPUT SERIES 1

DATA - X1 = IPC-R.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = X1(T)** .500

VALUE OF LAG PARAMETER IS 5

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

2 INPUT LAG 1 0 .17540E+01 2.30

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

SUM OF SQUARES : .51536E+02

DEGREES OF FREEDOM : 101

MEAN SQUARE : .51025E+00

NUMBER OF RESIDUALS : 103

R SQUARED : .95122E+00

AKAIKE CRITERIA (AIC): -.65362E+00

BAYES CRITERIA (BIC): -.60246E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.41280E-01

STANDARD DEVIATION : .70615E+00

NUMBER OF OBSERVATIONS : 103

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD

ERROR OF THE MEAN : -.59328E+00

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 .000 -.032 .099 -.014 .092 .091 -.013 -.091

STANDARD ERROR (.099) (.099) (.099) (.100) (.100) (.100) (.101) (.101)

Q STATISTIC 4. 0. 1. 1. 2. 3. 3. 4.

P-VALUE .497 .949 .762 .881 .832 .803 .879 .857

LAGS 9- 16 .115 .147 .051 .071 .002 -.005 -.015 .140

STANDARD ERROR (.102) (.103) (.105) (.106) (.106) (.106) (.106) (.106)

Q STATISTIC 6. 8. 8. 9. 9. 9. 9. 11.

P-VALUE .787 .625 .682 .709 .778 .835 .879 .784

LAGS 17- 24 -.036 -.130 .040 -.137 .081 -.034 -.012 -.009

STANDARD ERROR (.108) (.108) (.109) (.110) (.111) (.112) (.112) (.112)

Q STATISTIC 12. 14. 14. 16. 17. 17. 17. 17.

P-VALUE .826 .747 .788 .694 .697 .742 .789 .831

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 .000 -.032 .099 -.016 .100 .081 -.004 -.106

STANDARD ERROR (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099)

LAGS 9- 16 .104 .141 .064 .053 .004 -.012 -.076 .110

STANDARD ERROR (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099)

LAGS 17- 24 -.031 -.117 -.008 -.157 .061 -.098 .047 .006

STANDARD ERROR (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099) (.099)

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

=====

INPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

OUTPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

THE CROSS-CORRELATIONS

```

LAGS 0- 7 .142 -.053 .048 .101 .083 .024 .041 .152
STANDARD ERROR (.100) (.100) (.101) (.101) (.102) (.102) (.103) (.103)
LAGS 8- 15 .062 .152 .064 .015 .127 .055 .096 -.088
STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)
LAGS 16- 23 -.039 .046 .121 .351 -.052 .053 -.040 .120
STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

AUTOBOX IDENTIFIES 1 CROSS CORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 19,

(THE DIAGNOSTIC CHECK FOR UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)

INPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

OUTPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

THE CROSS-CORRELATIONS

```

LAGS 0- 7 .142 .160 -.060 .094 .077 -.048 .072 -.069
STANDARD ERROR (.100) (.100) (.101) (.101) (.102) (.102) (.103) (.103)
LAGS 8- 15 .091 .041 .044 .051 -.149 -.113 .131 .010
STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)
LAGS 16- 23 .149 -.030 -.099 -.138 .126 .029 .000 -.091
STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (7.10)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

	1	2	3	4	5	6
1	1.0000					
2	.1814	1.0000				
3	.1125	.1788	1.0000			
4	-.1185	.2856	.0370	1.0000		
5	.0974	.0668	.0144	.0040	1.0000	
6	.0312	-.0928	-.0126	-.0350	-.0020	1.0000

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Y = TA-CPR.DAT 109 OBSERVATIONS

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

BACKCASTING : ON

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 MOVING AVERAGE 1 1 .32054E+00 3.10

INPUT SERIES 1

DATA - X1 = IPC-R.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = X1(T)** .500

VALUE OF LAG PARAMETER IS 4

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

2 INPUT LAG 1 0 .15441E+01 2.47

INTERVENTION 1

DATA - X2 = O1-EPNF.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 .33493E+01 6.13

INTERVENTION 2

DATA - X3 = O2-EPNF.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

4 INPUT LAG 1 0 -.16495E+01 -2.90

INTERVENTION 3

DATA - X4 = O3-EPNF.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

5 INPUT LAG 1 0 -.14690E+01 -3.22

INTERVENTION 4

DATA - X5 = O4-EPNF.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

6 INPUT LAG 1 0 .15692E+01 2.91

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

SUM OF SQUARES :	.30932E+02	DEGREES OF FREEDOM :	98
MEAN SQUARE :	.31563E+00	NUMBER OF RESIDUALS :	104
R SQUARED :	.97074E+00	AKAIKE CRITERIA (AIC):	-.10972E+01
		BAYES CRITERIA (BIC):	-.94467E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES :	-.84835E-01
STANDARD DEVIATION :	.53872E+00
NUMBER OF OBSERVATIONS :	104
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN :	-.16059E+01

THE AUTOCORRELATIONS

```

-----
LAGS 1- 8 -.020 -.067 .126 .065 -.039 .082 -.076 -.057
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.099) (.100) (.100) (.101) (.101) (.102)
Q STATISTIC 4. 0. 2. 3. 3. 4. 4. 5.
P-VALUE .417 .767 .520 .605 .716 .723 .743 .791
LAGS 9- 16 .129 .022 -.090 -.001 .015 -.062 -.065 -.002
STANDARD ERROR (.102) (.104) (.104) (.104) (.104) (.104) (.104) (.105)
Q STATISTIC 7. 7. 8. 8. 8. 8. 9. 9.
P-VALUE .677 .756 .746 .813 .865 .882 .895 .927
LAGS 17- 24 -.117 -.138 .026 -.071 .121 -.085 .106 .057
STANDARD ERROR (.105) (.106) (.108) (.108) (.109) (.110) (.111) (.112)
Q STATISTIC 10. 13. 13. 14. 16. 16. 18. 18.
P-VALUE .887 .803 .844 .852 .796 .791 .758 .781

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

```

-----
LAGS 1- 8 -.020 -.067 .124 .066 -.021 .076 -.096 -.049
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098)
LAGS 9- 16 .106 .029 -.049 -.033 -.007 -.046 -.078 .002
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098)
LAGS 17- 24 -.095 -.149 .001 -.051 .189 -.105 .160 .047
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098)

```

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

INPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

OUTPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

MEAN OF THE INPUT SERIES : -.94761E-02

STANDARD DEVIATION : .73353E-01

THE CROSS-CORRELATIONS

```

-----
LAGS 0- 7 .078 -.044 -.065 .168 -.059 -.006 .088 .116
STANDARD ERROR (.099) (.100) (.100) (.101) (.101) (.102) (.102) (.103)
LAGS 8- 15 .070 .145 .066 .019 .051 .158 -.008 -.091
STANDARD ERROR (.103) (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107)
LAGS 16- 23 -.035 -.035 .135 .212 -.105 .003 .002 .124
STANDARD ERROR (.108) (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113)

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

(THE DIAGNOSTIC CHECK FOR UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)

INPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

OUTPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

THE CROSS-CORRELATIONS

```

-----
LAGS 0- 7 .078 .123 -.026 .024 .007 .024 .088 -.098
STANDARD ERROR (.099) (.100) (.100) (.101) (.101) (.102) (.102) (.103)
LAGS 8- 15 .000 -.018 .128 .007 -.056 -.095 .104 -.057
STANDARD ERROR (.103) (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107)
LAGS 16- 23 .010 .048 .000 -.096 .087 -.059 -.008 -.027
STANDARD ERROR (.108) (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113)

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

AI2. EMPRÉSTIMOS E OUTROS CRÉDITOS A PARTICULARES (mais de 5 anos)

MODELO (7.14)

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Z = TA-PARTR.DAT 109 OBSERVATIONS

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LN(Z)

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

BACKCASTING : ON

UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 MOVING AVERAGE 1 3 -.22358E+00 -2.37

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .20373E+02 DEGREES OF FREEDOM : 107

MEAN SQUARE : .19040E+00 NUMBER OF RESIDUALS : 109

R SQUARED : .97749E+00

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .62251E-01 DEGREES OF FREEDOM : 107

MEAN SQUARE : .58178E-03 NUMBER OF RESIDUALS : 109

R SQUARED : .98264E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.38559E-02

STANDARD DEVIATION : .23585E-01

NUMBER OF OBSERVATIONS : 109

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD

ERROR OF THE MEAN : -.17069E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.162 -.005 -.024 .114 .063 .046 .069 .089
STANDARD ERROR (.096) (.098) (.098) (.098) (.100) (.100) (.100) (.101)

Q STATISTIC 3. 3. 3. 5. 5. 5. 6. 7.

P-VALUE .043 .227 .390 .341 .420 .517 .565 .567

LAGS 9- 16 .090 -.024 -.014 -.030 .141 .000 -.021 -.006

STANDARD ERROR (.101) (.102) (.102) (.102) (.102) (.104) (.104) (.104)

Q STATISTIC 8. 8. 8. 8. 10. 10. 10. 10.

P-VALUE .565 .652 .732 .792 .659 .730 .788 .840

LAGS 17- 24 .239 -.253 .004 -.011 .120 .025 -.078 .043

STANDARD ERROR (.104) (.109) (.114) (.114) (.114) (.115) (.115) (.116)

Q STATISTIC 18. 26. 26. 27. 28. 29. 29. 30.

P-VALUE .390 .089 .117 .149 .127 .158 .167 .196

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

AUTOBOX IDENTIFIES 2 AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 17, 18,

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

```

LAGS 1- 8  -.162 -.032 -.031 .108 .102 .082 .104 .119
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
LAGS 9- 16  .125 .008 -.040 -.091 .064 -.004 -.045 -.030
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
LAGS 17- 24  .224 -.205 -.064 -.031 .057 .045 -.046 .051
STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
AUTOBOX IDENTIFIES 2 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.
LAGS: 17, 18,

```

MODELO (7.16)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```

=====
      1      2      3
1 1.0000
2 .0184  1.0000
3 .0531  .0013  1.0000

```

THE ESTIMATED MODEL

```

*****
DATA : Y = TA-PARTR.DAT      109 OBSERVATIONS
MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LN( Y)
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON

```

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

```

*****
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO

```

```

1 MOVING AVERAGE 1  3 -.20812E+00  -2.16

```

INTERVENTION 1

DATA - X1 = I2.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 1

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

```

*****
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO

```

```

2 INPUT LAG  1  0 .78544E-01  3.56

```

INTERVENTION 2

DATA - X2 = I4.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 1

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

```

*****
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO

```

```

3 INPUT LAG  1  0 -.46457E-01  -2.10

```

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .17401E+02 DEGREES OF FREEDOM : 104
MEAN SQUARE : .16732E+00 NUMBER OF RESIDUALS : 107
R SQUARED : .98054E+00

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .52875E-01 DEGREES OF FREEDOM : 104
MEAN SQUARE : .50842E-03 NUMBER OF RESIDUALS : 107
R SQUARED : .98508E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.43921E-02
STANDARD DEVIATION : .21792E-01
NUMBER OF OBSERVATIONS : 107
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.20849E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.144 -.054 -.037 .186 .067 .025 .063 .003
STANDARD ERROR (.097) (.099) (.099) (.099) (.102) (.103) (.103) (.103)
Q STATISTIC 2. 3. 3. 7. 7. 7. 8. 8.
P-VALUE .066 .268 .428 .154 .207 .298 .359 .462
LAGS 9- 16 .129 .005 .083 -.090 .077 -.023 -.036 .116
STANDARD ERROR (.103) (.105) (.105) (.105) (.106) (.106) (.106) (.107)
Q STATISTIC 10. 10. 11. 12. 12. 12. 12. 14.
P-VALUE .376 .468 .484 .485 .507 .581 .642 .584
LAGS 17- 24 .128 -.200 -.083 .180 -.053 -.042 -.107 .089
STANDARD ERROR (.108) (.109) (.113) (.113) (.116) (.116) (.116) (.117)
Q STATISTIC 16. 22. 23. 27. 27. 27. 29. 30.
P-VALUE .501 .250 .260 .139 .163 .194 .178 .179

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.144 -.077 -.058 .172 .122 .082 .112 .011
STANDARD ERROR (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097)
LAGS 9- 16 .119 .027 .074 -.081 .004 -.063 -.110 .089
STANDARD ERROR (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097)
LAGS 17- 24 .154 -.173 -.105 .105 -.086 -.031 -.066 .019
STANDARD ERROR (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097)

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (7.19)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

=====

1	2	3	4	5	6
1 1.0000					
2 .1919	1.0000				
3 .0779	.0171	1.0000			
4 -.0049	-.0009	-.0016	1.0000		
5 .0921	.2958	.0079	-.0005	1.0000	
6 -.0999	-.0192	-.0078	.0005	-.0091	1.0000

THE ESTIMATED MODEL

```

*****
DATA : Y = TA-PARTR.DAT          109 OBSERVATIONS
MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LN( Y)
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON
*****

NOISE SERIES
DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE
*****

NOISE MODEL PARAMETERS
*****
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO
*****
1 MOVING AVERAGE 1   3 -.40244E+00   -4.34
*****
*****

INTERVENTION 1
DATA - X1 = O1-PART.DAT
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
VALUE OF LAG PARAMETER IS 0
*****

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO
*****
2 INPUT LAG   1   0 -.76156E-01   -7.14
*****
*****

INTERVENTION 2
DATA - X2 = O2-PART.DAT
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
VALUE OF LAG PARAMETER IS 0
*****

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO
*****
3 INPUT LAG   1   0 -.76007E-01   -7.55
*****
*****

INTERVENTION 3
DATA - X3 = O3-PART.DAT
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
VALUE OF LAG PARAMETER IS 0
*****

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO
*****
4 INPUT LAG   1   0 .78519E-01    5.54
*****
*****

INTERVENTION 4
DATA - X4 = O4-PART.DAT
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
VALUE OF LAG PARAMETER IS 0
*****

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS
      FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO
*****
5 INPUT LAG   1   0 -.74960E-01   -5.04
*****

```

INTERVENTION 5

DATA - X5 = O5-PART.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

6 INPUT LAG 1 0 -.56736E-01 -3.98

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .72572E+01 DEGREES OF FREEDOM : 102

MEAN SQUARE : .71149E-01 NUMBER OF RESIDUALS : 108

R SQUARED : .99194E+00

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .24491E-01 DEGREES OF FREEDOM : 102

MEAN SQUARE : .24011E-03 NUMBER OF RESIDUALS : 108

R SQUARED : .99314E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.30952E-02

STANDARD DEVIATION : .14737E-01

NUMBER OF OBSERVATIONS : 108

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.21826E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.005 .149 -.084 .133 .087 .022 .117 .036

STANDARD ERROR (.096) (.096) (.098) (.099) (.101) (.101) (.101) (.103)

Q STATISTIC 2. 2. 3. 5. 6. 6. 8. 8.

P-VALUE .480 .285 .348 .256 .288 .396 .345 .432

LAGS 9- 16 .097 .064 -.009 -.028 .055 .148 -.015 .109

STANDARD ERROR (.103) (.104) (.104) (.104) (.104) (.104) (.106) (.106)

Q STATISTIC 9. 10. 10. 10. 10. 13. 13. 14.

P-VALUE .424 .473 .562 .639 .684 .535 .608 .566

LAGS 17- 24 -.101 -.056 -.067 .161 .002 -.040 -.055 .129

STANDARD ERROR (.107) (.108) (.108) (.109) (.111) (.111) (.111) (.111)

Q STATISTIC 16. 16. 17. 20. 20. 21. 21. 23.

P-VALUE .539 .579 .604 .441 .503 .552 .585 .504

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.005 .149 -.085 .115 .114 -.023 .117 .040

STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)

LAGS 9- 16 .043 .074 -.053 -.064 .060 .118 -.056 .096

STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)

LAGS 17- 24 -.100 -.148 -.026 .158 -.027 -.059 -.046 .127

STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

TIME SERIES IDENTIFICATION

THE PREWHITENING MODEL

DATA : IPC-R.DAT 109 OBSERVATIONS
 MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = Z(T)** .500
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 BACKCASTING : OFF

PREWHITENING MODEL PARAMETERS

TYPE LAG COEFFICIENT

1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .44273E+00
 2 AUTOREGRESSIVE 2 12 -.50247E+00

THE PREWHITENING MODEL

DATA : TA-PARTR.DAT 109 OBSERVATIONS
 MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LN(Z)
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 BACKCASTING : OFF

PREWHITENING MODEL PARAMETERS

TYPE LAG COEFFICIENT

1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .44273E+00
 2 AUTOREGRESSIVE 2 12 -.50247E+00

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE INPUT SERIES : -.10997E-01
 STANDARD DEVIATION : .73435E-01
 MEAN OF THE OUTPUT SERIES : -.35330E-02
 STANDARD DEVIATION : .31123E-01
 NUMBER OF OBSERVATIONS : 95

THE CROSS-CORRELATIONS

LAGS 0- 7 .077 -.063 .043 .147 .020 -.005 -.046 .108
 STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)
 LAGS 8- 15 .167 -.007 .019 -.038 .137 .086 -.044 .095
 STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)
 LAGS 16- 23 -.003 .040 .000 .056 .057 .136 -.014 -.143
 STANDARD ERROR (.114) (.115) (.115) (.116) (.117) (.118) (.119) (.120)
 LAG 24 .159
 STANDARD ERROR (.120)
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 AUTOBOX IDENTIFIES 1 CROSS CORRELATIONS OUTSIDE 1.500 SIGMA.
 LAGS: 8,

CROSS-CORRELATION FEEDBACK ANALYSIS

=====

(PRELIMINARY TEST OF UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)

THE CROSS-CORRELATIONS

```

LAGS 0- 7 .077 .062 .065 -.130 .115 .087 -.100 .026
STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)
LAGS 8- 15 -.072 .157 .047 -.089 .015 .160 -.038 .014
STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)
LAGS 16- 23 -.090 -.035 .088 -.041 -.038 -.022 .028 -.069
STANDARD ERROR (.114) (.115) (.115) (.116) (.117) (.118) (.119) (.120)
LAG 24 .037
STANDARD ERROR (.120)

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.500 SIGMA.

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```

=====
      1      2
1 1.0000
2 -.0487  1.0000

```

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Y = TA-PARTR.DAT 109 OBSERVATIONS

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LN(Y)

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

BACKCASTING : ON

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 MOVING AVERAGE 1 3 -.21137E+00 -2.14

INPUT SERIES 1

DATA - X1 = IPC-R.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = X1(T)** .500

VALUE OF LAG PARAMETER IS 8

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

2 INPUT LAG 1 0 .59737E-01 2.03

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .18861E+02 DEGREES OF FREEDOM : 98

MEAN SQUARE : .19246E+00 NUMBER OF RESIDUALS : 100

R SQUARED : .97833E+00

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .57726E-01 DEGREES OF FREEDOM : 98

MEAN SQUARE : .58904E-03 NUMBER OF RESIDUALS : 100

R SQUARED : .98325E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

```
=====
MEAN OF THE RESIDUAL SERIES      : -.32265E-02
STANDARD DEVIATION              : .23809E-01
NUMBER OF OBSERVATIONS          : 100
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.13552E+01
```

THE AUTOCORRELATIONS

```
-----
LAGS 1- 8  -.180 -.023 -.041 .072 .023 .011 .046 .130
STANDARD ERROR (.100) (.103) (.103) (.103) (.104) (.104) (.104) (.104)
Q STATISTIC   3.   3.   4.   4.   4.   4.   4.   6.
P-VALUE       .034 .181 .311 .389 .524 .651 .730 .614
```

```
LAGS 9- 16  .104 -.012 -.029 -.067 .096 .035 .010 -.017
STANDARD ERROR (.106) (.107) (.107) (.107) (.107) (.108) (.108) (.108)
Q STATISTIC   8.   8.   8.   8.   9.   9.   9.   9.
P-VALUE       .585 .676 .748 .775 .758 .808 .858 .897
LAGS 17- 24  .258 -.251 .029 -.040 .031 .024 -.075 .064
STANDARD ERROR (.108) (.114) (.120) (.120) (.120) (.120) (.120) (.120)
Q STATISTIC  18.  25.  26.  26.  26.  26.  27.  27.
P-VALUE       .416 .113 .143 .174 .211 .254 .269 .293
```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

AUTOBOX IDENTIFIES 2 AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 17, 18,

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

```
-----
LAGS 1- 8  -.180 -.057 -.058 .055 .045 .029 .065 .159
STANDARD ERROR (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100)
LAGS 9- 16  .174 .068 .002 -.093 .028 .026 -.004 -.044
STANDARD ERROR (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100)
LAGS 17- 24  .228 -.201 -.031 -.034 -.042 -.004 -.103 .018
STANDARD ERROR (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100)
```

AUTOBOX IDENTIFIES 2 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 17, 18,

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

INPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

OUTPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

```
MEAN OF THE INPUT SERIES      : -.92093E-02
STANDARD DEVIATION           : .73897E-01
NUMBER OF OBSERVATIONS       : 100
```

THE CROSS-CORRELATIONS

```
-----
LAGS 0- 7  .072 -.023 .116 .130 .120 -.020 .007 .076
STANDARD ERROR (.101) (.102) (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105)
LAGS 8- 15  .050 .090 .042 .003 .126 .098 -.002 .046
STANDARD ERROR (.105) (.106) (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110)
LAGS 16- 23 -.000 .092 .019 .070 .071 .148 .064 -.142
STANDARD ERROR (.110) (.111) (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115)
```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

(THE DIAGNOSTIC CHECK FOR UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)
 INPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL
 OUTPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

THE CROSS-CORRELATIONS

```

LAGS 0- 7 .072 -.033 .048 -.023 .098 .021 -.193 .114
STANDARD ERROR (.101) (.102) (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105)
LAGS 8- 15 .021 .141 -.061 -.069 .105 .153 -.053 -.032
STANDARD ERROR (.105) (.106) (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110)
LAGS 16- 23 -.026 .052 -.030 -.106 -.047 .039 .062 -.067
STANDARD ERROR (.110) (.111) (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115)
T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.
  
```

MODELO (7.24)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```

=====
      1      2      3
1 1.0000
2 -.0614  1.0000
3 .2291  -.0141  1.0000
  
```

THE ESTIMATED MODEL

```

*****
DATA : Y = TA-PARTR.DAT          109 OBSERVATIONS
MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = LN( Y)
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON
  
```

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR	LAG	COEFFICIENT	T RATIO
NO PARAMETERS IN MODEL			

NO PARAMETERS IN MODEL

INPUT SERIES 1

```

DATA - X1 = IPC-R.DAT
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = X1(T)** .500
VALUE OF LAG PARAMETER IS 8
  
```

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR	LAG	COEFFICIENT	T RATIO
1	INPUT LAG	1	0 .53851E-01 1.83

1 INPUT LAG 1 0 .53851E-01 1.83

INTERVENTION 1

```

DATA - X2 = I2.DAT
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
VALUE OF LAG PARAMETER IS 1
  
```

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

2 INPUT LAG 1 0 .78036E-01 3.38

INTERVENTION 2

DATA - X3 = I4.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 1

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 -.49927E-01 -2.11

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .16873E+02 DEGREES OF FREEDOM : 97

MEAN SQUARE : .17395E+00 NUMBER OF RESIDUALS : 100

R SQUARED : .98062E+00

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .51521E-01 DEGREES OF FREEDOM : 97

MEAN SQUARE : .53114E-03 NUMBER OF RESIDUALS : 100

R SQUARED : .98505E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.42329E-02

STANDARD DEVIATION : .22300E-01

NUMBER OF OBSERVATIONS : 100

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.18981E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.119 -.087 .129 .118 .023 .003 .053 .064

STANDARD ERROR (.100) (.101) (.102) (.104) (.105) (.105) (.105) (.105)

Q STATISTIC 1. 2. 4. 5. 6. 6. 6. 6.

P-VALUE .114 .324 .263 .244 .357 .481 .562 .618

LAGS 9- 16 .114 .022 .071 -.105 .059 .032 -.074 .096

STANDARD ERROR (.106) (.107) (.107) (.108) (.109) (.109) (.109) (.109)

Q STATISTIC 8. 8. 8. 10. 10. 10. 11. 12.

P-VALUE .564 .652 .682 .650 .692 .752 .766 .749

LAGS 17- 24 .158 -.231 -.027 .159 -.122 -.050 -.069 .068

STANDARD ERROR (.110) (.113) (.117) (.117) (.119) (.121) (.121) (.121)

Q STATISTIC 15. 22. 22. 25. 27. 27. 28. 28.

P-VALUE .597 .248 .298 .203 .175 .204 .222 .242

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

AUTOBOX IDENTIFIES 1 AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 18,

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.119 -.102 .108 .144 .081 .024 .032 .050

STANDARD ERROR (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100)

LAGS 9- 16 .128 .056 .082 -.137 -.014 -.026 -.073 .085

STANDARD ERROR (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100)

LAGS 17- 24 .170 -.210 -.096 .061 -.082 -.000 -.076 .007

STANDARD ERROR (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100) (.100)

AUTOBOX IDENTIFIES 1 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 18,

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

INPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

OUTPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

MEAN OF THE INPUT SERIES : -.92093E-02

STANDARD DEVIATION : .73897E-01

NUMBER OF OBSERVATIONS : 100

THE CROSS-CORRELATIONS

```

LAGS 0- 7 .019 .042 .147 .106 .127 -.085 .069 .060
STANDARD ERROR (.101) (.102) (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105)
LAGS 8- 15 .043 .049 -.025 -.014 .183 .159 -.007 .086
STANDARD ERROR (.105) (.106) (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110)
LAGS 16- 23 .008 .095 .000 .089 .123 .152 .082 -.158
STANDARD ERROR (.110) (.111) (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115)

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

(THE DIAGNOSTIC CHECK FOR UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)

INPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

OUTPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

THE CROSS-CORRELATIONS

```

LAGS 0- 7 .019 -.002 -.008 -.098 .087 .063 -.139 .074
STANDARD ERROR (.101) (.102) (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105)
LAGS 8- 15 .008 .083 -.076 -.075 .057 .098 .020 -.050
STANDARD ERROR (.105) (.106) (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110)
LAGS 16- 23 -.023 .004 -.029 -.070 -.055 .042 .040 -.087
STANDARD ERROR (.110) (.111) (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115)

```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

AII - TAXAS DE JURO PASSIVAS

AIII.DEPÓSITOS A PRAZO (de 180 dias a 1 ano)

MODELO (8.1)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```

=====
      1      2      3
1 1.0000
2 -.2668  1.0000
3 -.0918  -.2317  1.0000

```

THE ESTIMATED MODEL

```

*****
DATA : Z = TP-CPR.DAT          109 OBSERVATIONS
MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = Z(T)** .500
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON
*****

```

UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

```

*****
FACTOR  LAG COEFFICIENT  T RATIO

```

1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .24380E+00 2.77
 2 AUTOREGRESSIVE 1 3 .25748E+00 2.81
 3 AUTOREGRESSIVE 1 5 .26070E+00 2.87

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS (IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .63687E+01 DEGREES OF FREEDOM : 105
 MEAN SQUARE : .60654E-01 NUMBER OF RESIDUALS : 109
 R SQUARED : .99253E+00

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .12972E+00 DEGREES OF FREEDOM : 105
 MEAN SQUARE : .12354E-02 NUMBER OF RESIDUALS : 109
 R SQUARED : .99336E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.38814E-02
 STANDARD DEVIATION : .34278E-01
 NUMBER OF OBSERVATIONS : 109
 MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.11822E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.036 .032 -.004 -.114 -.023 .152 .084 -.018
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.097) (.097) (.099) (.100)
 Q STATISTIC 0. 0. 0. 2. 2. 5. 5. 5.
 P-VALUE .351 .877 .966 .781 .874 .603 .613 .712
 LAGS 9- 16 -.044 .012 -.080 .016 .013 -.067 .014 -.030
 STANDARD ERROR (.100) (.100) (.100) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101)
 Q STATISTIC 6. 6. 6. 7. 7. 7. 7. 7.
 P-VALUE .774 .842 .840 .889 .925 .931 .954 .968
 LAGS 17- 24 -.035 -.093 -.005 -.121 .018 -.060 -.013 -.029
 STANDARD ERROR (.101) (.102) (.102) (.102) (.104) (.104) (.104) (.104)
 Q STATISTIC 7. 9. 9. 11. 11. 11. 11. 11.
 P-VALUE .978 .969 .980 .957 .970 .974 .982 .987

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 -.036 .031 -.002 -.115 -.032 .161 .100 -.039
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 LAGS 9- 16 -.065 .049 -.043 -.021 -.025 -.065 .019 -.026
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 LAGS 17- 24 -.029 -.106 -.009 -.108 .011 -.081 -.022 -.017
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (8.3)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

	1	2	3	4	5	6
1	1.0000					
2	-.1120	1.0000				
3	.1920	-.0892	1.0000			
4	.0133	-.0496	-.0645	1.0000		
5	.1707	.0405	.0452	-.0020	1.0000	
6	-.0632	-.0079	-.2598	.0180	-.0785	1.0000

THE ESTIMATED MODEL

```

*****
DATA : Y = TP-CPR.DAT          109 OBSERVATIONS
MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = Y(T)** .500
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON

```

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR	LAG	COEFFICIENT	T RATIO
--------	-----	-------------	---------

1 AUTOREGRESSIVE	1	.27979E+00	2.91
2 AUTOREGRESSIVE	3	.27427E+00	2.88
3 MOVING AVERAGE	2	-.37259E+00	-3.75

INTERVENTION 1

DATA - X1 = I2.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 1

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR	LAG	COEFFICIENT	T RATIO
--------	-----	-------------	---------

4 INPUT LAG	1 0	.14016E+00	5.31
-------------	-----	------------	------

INTERVENTION 2

DATA - X2 = I5.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 4

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR	LAG	COEFFICIENT	T RATIO
--------	-----	-------------	---------

5 INPUT LAG	1 0	-.14553E+00	-5.44
-------------	-----	-------------	-------

INTERVENTION 3

DATA - X3 = I6.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 1

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR	LAG	COEFFICIENT	T RATIO
--------	-----	-------------	---------

6 INPUT LAG	1 0	-.60509E-01	-2.22
-------------	-----	-------------	-------

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .41084E+01	DEGREES OF FREEDOM : 98
MEAN SQUARE : .41922E-01	NUMBER OF RESIDUALS : 104
R SQUARED : .99502E+00	

(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)

SUM OF SQUARES : .86090E-01	DEGREES OF FREEDOM : 98
MEAN SQUARE : .87847E-03	NUMBER OF RESIDUALS : 104
R SQUARED : .99545E+00	

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

```
=====
MEAN OF THE RESIDUAL SERIES   : -.42114E-02
STANDARD DEVIATION           : .28461E-01
NUMBER OF OBSERVATIONS       : 104
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.15090E+01
```

THE AUTOCORRELATIONS

```
-----
LAGS 1- 8 .018 -.102 -.074 -.154 -.004 .214 .136 .013
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.099) (.100) (.102) (.102) (.106) (.108)
Q STATISTIC 3. 1. 2. 4. 4. 10. 12. 12.
P-VALUE .426 .559 .624 .359 .499 .147 .114 .168
LAGS 9-16 .055 -.125 -.088 -.043 .058 .010 .017 -.013
STANDARD ERROR (.108) (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.111) (.111)
Q STATISTIC 12. 14. 15. 15. 15. 15. 15. 15.
P-VALUE .214 .181 .194 .243 .284 .351 .420 .491
LAGS 17-24 -.069 -.093 -.007 -.076 .037 .007 -.021 .001
STANDARD ERROR (.111) (.111) (.112) (.112) (.112) (.112) (.112) (.112)
Q STATISTIC 16. 17. 17. 18. 18. 18. 18. 18.
P-VALUE .519 .511 .577 .592 .641 .699 .747 .794
```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

AUTOBOX IDENTIFIES 1 AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 6,

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

```
-----
LAGS 1- 8 .018 -.102 -.071 -.164 -.018 .182 .120 .032
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098)
LAGS 9-16 .111 -.051 -.040 -.097 .003 -.064 -.041 -.018
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098)
LAGS 17-24 -.020 -.071 .002 -.102 .028 -.049 -.002 .017
STANDARD ERROR (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098) (.098)
```

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (8.6)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```
=====
1 2 3 4 5 6 7
1 1.0000
2 -.4732 1.0000
3 -.1127 .1705 1.0000
4 .0321 -.0583 -.0102 1.0000
5 .0026 .0012 .0000 -.0001 1.0000
6 -.0114 .0755 .0119 -.0042 .0003 1.0000
7 .1870 -.1201 -.0258 .0076 .0005 -.0050 1.0000
```

THE IDENTIFIED MODEL

DATA : Y = TP-CPR.DAT

109 OBSERVATIONS

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = Y(T)** .500

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

BACKCASTING : ON

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .41099E+00 4.47
2 AUTOREGRESSIVE 1 3 .30463E+00 3.21

INTERVENTION 1

DATA - X1 = A PULSE AT TIME PERIOD 64

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 -.90816E-01 -5.97

INTERVENTION 2

DATA - X2 = A STEP AT TIME PERIOD 23

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

4 INPUT LAG 1 0 .13141E+00 5.38

INTERVENTION 3

DATA - X3 = A STEP AT TIME PERIOD 32

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

5 INPUT LAG 1 0 -.83464E-01 -3.42

INTERVENTION 4

DATA - X4 = A PULSE AT TIME PERIOD 94

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

6 INPUT LAG 1 0 .39235E-01 2.61

INTERVENTION 5

DATA - X5 = A STEP AT TIME PERIOD 75

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

7 INPUT LAG 1 0 -.56437E-01 -2.27

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS
(IN TERMS OF THE ORIGINAL DATA)

SUM OF SQUARES : .36614E+01 DEGREES OF FREEDOM : 101
MEAN SQUARE : .36251E-01 NUMBER OF RESIDUALS : 108
R SQUARED : .99568E+00
(IN TERMS OF THE TRANSFORMED DATA)
SUM OF SQUARES : .75882E-01 DEGREES OF FREEDOM : 101
MEAN SQUARE : .75131E-03 NUMBER OF RESIDUALS : 108
R SQUARED : .99609E+00

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.40058E-02
STANDARD DEVIATION : .26202E-01
NUMBER OF OBSERVATIONS : 108
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.15888E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	-.118	.074	-.140	.007	.023	.175	.029	.050
STANDARD ERROR	(.096)	(.098)	(.098)	(.100)	(.100)	(.100)	(.103)	(.103)
Q STATISTIC	2.	2.	4.	4.	4.	8.	8.	8.
P-VALUE	.106	.336	.223	.356	.488	.237	.323	.395
LAGS 9- 16	.044	-.037	.021	-.029	.000	-.084	.020	.010
STANDARD ERROR	(.103)	(.103)	(.103)	(.103)	(.103)	(.103)	(.104)	(.104)
Q STATISTIC	9.	9.	9.	9.	9.	10.	10.	10.
P-VALUE	.472	.551	.635	.706	.776	.773	.826	.871
LAGS 17- 24	.026	-.091	.002	-.153	-.011	-.083	-.076	.083
STANDARD ERROR	(.104)	(.104)	(.105)	(.105)	(.107)	(.107)	(.108)	(.108)
Q STATISTIC	10.	11.	11.	14.	14.	15.	16.	17.
P-VALUE	.903	.890	.921	.818	.858	.853	.855	.849

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	-.118	.061	-.127	-.027	.038	.171	.064	.052
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)
LAGS 9- 16	.101	-.011	.008	-.042	-.039	-.120	-.045	.009
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)
LAGS 17- 24	-.002	-.088	.007	-.110	-.053	-.085	-.126	.082
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

AII2.DEPÓSITOS DE POUPANÇA-HABITAÇÃO

MODELO (8.8)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

=====

1
1 1.0000

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Z = TP-PHR.DAT 109 OBSERVATIONS
DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
BACKCASTING : ON

UNIVARIATE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 MOVING AVERAGE 1 3 -.26188E+00 -2.85

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

SUM OF SQUARES : .11433E+02	DEGREES OF FREEDOM : 107
MEAN SQUARE : .10685E+00	NUMBER OF RESIDUALS : 109
R SQUARED : .98918E+00	AKAIKE CRITERIA (AIC): -.22365E+01
	BAYES CRITERIA (BIC): -.22118E+01

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.66999E-01
STANDARD DEVIATION : .31686E+00
NUMBER OF OBSERVATIONS : 109
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD
ERROR OF THE MEAN : -.22075E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	.105	.115	-.016	.071	.114	.110	.127	.265
STANDARD ERROR	(.096)	(.097)	(.098)	(.098)	(.099)	(.100)	(.101)	(.102)
Q STATISTIC	1.	3.	3.	3.	5.	6.	8.	17.
P-VALUE	.134	.253	.430	.504	.436	.396	.319	.035
LAGS 9- 16	-.018	.036	-.072	.105	.064	-.052	.015	-.008
STANDARD ERROR	(.108)	(.108)	(.109)	(.109)	(.110)	(.110)	(.110)	(.111)
Q STATISTIC	17.	17.	17.	19.	19.	20.	20.	20.
P-VALUE	.055	.080	.096	.094	.114	.142	.185	.235
LAGS 17- 24	-.030	-.005	-.049	.097	-.205	-.024	-.004	.062
STANDARD ERROR	(.111)	(.111)	(.111)	(.111)	(.112)	(.115)	(.115)	(.115)
Q STATISTIC	20.	20.	20.	21.	27.	27.	27.	28.
P-VALUE	.284	.344	.387	.373	.164	.200	.244	.267

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

AUTOBOX IDENTIFIES 1 AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 8,

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	.105	.105	-.039	.065	.110	.076	.095	.245
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)
LAGS 9- 16	-.089	-.016	-.076	.061	.001	-.132	-.008	-.040
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)
LAGS 17- 24	-.023	.000	-.009	.071	-.228	.056	.068	.064
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)	(.096)

AUTOBOX IDENTIFIES 2 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.

LAGS: 8, 21,

MODELO (8.10)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

=====

1	2	3
1 1.0000		
2 -.0435	1.0000	
3 .0918	-.0040	1.0000

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Y = TP-PHR.DAT 109 OBSERVATIONS

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

BACKCASTING : ON

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 MOVING AVERAGE 1 3 -.47195E+00 -5.45

INTERVENTION 1

DATA - X1 = I2.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 1

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

2 INPUT LAG 1 0 .15728E+01 6.70

INTERVENTION 2

DATA - X2 = I6.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 -.10102E+01 -4.29

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

=====

SUM OF SQUARES : .73643E+01	DEGREES OF FREEDOM : 104
MEAN SQUARE : .70811E-01	NUMBER OF RESIDUALS : 107
R SQUARED : .99296E+00	AKAIKE CRITERIA (AIC): -.26201E+01
	BAYES CRITERIA (BIC): -.25452E+01

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES	: -.57874E-01
STANDARD DEVIATION	: .25588E+00
NUMBER OF OBSERVATIONS	: 107
MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN	: -.23396E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	.033	.160	-.037	-.027	-.020	-.004	.048	.269
STANDARD ERROR	(.097)	(.097)	(.099)	(.099)	(.099)	(.099)	(.099)	(.100)
Q STATISTIC	0.	3.	3.	3.	3.	3.	4.	12.
P-VALUE	.363	.225	.374	.526	.664	.779	.835	.151
LAGS 9- 16	.057	.020	.030	.098	.100	-.167	.074	.033
STANDARD ERROR	(.106)	(.107)	(.107)	(.107)	(.107)	(.108)	(.111)	(.111)
Q STATISTIC	12.	12.	13.	14.	15.	18.	19.	19.
P-VALUE	.192	.257	.324	.319	.310	.187	.207	.254

LAGS 17- 24 -.037 -.020 -.107 .042 -.098 -.065 -.004 .011
 STANDARD ERROR (.111) (.111) (.111) (.112) (.112) (.113) (.114) (.114)
 Q STATISTIC 19. 20. 21. 21. 23. 23. 23. 23.
 P-VALUE .302 .361 .335 .382 .367 .393 .452 .510
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 AUTOBOX IDENTIFIES 1 AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.
 LAGS: 8,

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

 LAGS 1- 8 .033 .159 -.048 -.051 -.004 .008 .050 .271
 STANDARD ERROR (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097)
 LAGS 9- 16 .029 -.075 .044 .143 .106 -.230 .037 .059
 STANDARD ERROR (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097)
 LAGS 17- 24 -.096 -.038 -.118 -.026 -.140 .022 .017 -.072
 STANDARD ERROR (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097) (.097)
 AUTOBOX IDENTIFIES 2 PARTIAL AUTOCORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.
 LAGS: 8, 14,

MODELO (8.12)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

	1	2	3	4	5	6
1	1.0000					
2	-.0633	1.0000				
3	-.0026	.0002	1.0000			
4	.0940	-.0059	-.0003	1.0000		
5	.0540	-.0836	-.0002	.0051	1.0000	
6	-.0395	.0025	.4843	-.0037	-.0023	1.0000

THE ESTIMATED MODEL

 DATA : Y = TP-PHR.DAT 109 OBSERVATIONS
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 BACKCASTING : ON

 NOISE SERIES
 DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

 NOISE MODEL PARAMETERS

 FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

 1 MOVING AVERAGE 1 3 -.50282E+00 -5.95

 INTERVENTION 1
 DATA - X1 = O1-PH.DAT
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

 TRANSFER FUNCTION PARAMETERS
 FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

 2 INPUT LAG 1 0 .15220E+01 7.52

 INTERVENTION 2
 DATA - X2 = O2-PH.DAT
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 -.12244E+01 -5.32

INTERVENTION 3

DATA - X3 = O3-PH.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

4 INPUT LAG 1 0 -.10212E+01 -5.05

INTERVENTION 4

DATA - X4 = O4-PH.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

5 INPUT LAG 1 0 .54641E+00 3.82

INTERVENTION 5

DATA - X5 = O5-PH.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

6 INPUT LAG 1 0 -.72150E+00 -3.13

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

SUM OF SQUARES: .54056E+01 DEGREES OF FREEDOM : 102

MEAN SQUARE : .52996E-01 NUMBER OF RESIDUALS : 108

R SQUARED : .99485E+00 AKAIKE CRITERIA (AIC): -.28836E+01

BAYES CRITERIA (BIC): -.27346E+01

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.47094E-01

STANDARD DEVIATION : .21871E+00

NUMBER OF OBSERVATIONS : 108

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD

ERROR OF THE MEAN : -.22377E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8	.047	.045	-.105	.062	.044	.011	.019	.098
STANDARD ERROR	(.096)	(.096)	(.097)	(.098)	(.098)	(.098)	(.098)	(.098)
Q STATISTIC	0.	0.	2.	2.	2.	2.	4.	
P-VALUE	.310	.789	.633	.707	.794	.880	.932	.893
LAGS 9- 16	-.008	.123	-.056	.050	.068	-.033	.026	.016
STANDARD ERROR	(.099)	(.099)	(.101)	(.101)	(.101)	(.102)	(.102)	(.102)
Q STATISTIC	4.	5.	6.	6.	7.	7.	7.	
P-VALUE	.936	.862	.887	.911	.918	.942	.960	.975

LAGS 17- 24 -.033 -.020 -.014 -.028 -.044 -.078 .096 -.013
 STANDARD ERROR (.102) (.102) (.102) (.102) (.102) (.102) (.103) (.103)
 Q STATISTIC 7. 7. 7. 7. 8. 8. 10. 10.
 P-VALUE .983 .989 .993 .996 .997 .996 .993 .996
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

 LAGS 1- 8 .047 .043 -.109 .072 .048 -.012 .029 .104
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 LAGS 9- 16 -.029 .122 -.050 .027 .094 -.076 .028 .032
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 LAGS 17- 24 -.076 -.028 .016 -.083 -.033 -.067 .077 .002
 STANDARD ERROR (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096) (.096)
 THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (8.14)

THE PREWHITENING MODEL

 DATA : IPC-R.DAT 109 OBSERVATIONS
 MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = Z(T)** .500
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 BACKCASTING : OFF

PREWHITENING MODEL PARAMETERS

 TYPE LAG COEFFICIENT

 1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .44273E+00
 2 AUTOREGRESSIVE 2 12 -.50247E+00

THE PREWHITENING MODEL

 DATA : TP-PHR.DAT 109 OBSERVATIONS
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 BACKCASTING : OFF

PREWHITENING MODEL PARAMETERS

 TYPE LAG COEFFICIENT

 1 AUTOREGRESSIVE 1 1 .44273E+00
 2 AUTOREGRESSIVE 2 12 -.50247E+00

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

=====

MEAN OF THE INPUT SERIES	:	-.10997E-01
STANDARD DEVIATION	:	.73435E-01
MEAN OF THE OUTPUT SERIES	:	-.57994E-01
STANDARD DEVIATION	:	.40018E+00
NUMBER OF OBSERVATIONS	:	95

THE CROSS-CORRELATIONS

 LAGS 0- 7 .077 -.043 .085 .125 -.001 .136 -.099 .181
 STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)

LAGS 8- 15 .085 -.118 .203 .079 .089 .072 -.174 .112
 STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)
 LAGS 16- 23 -.027 .170 .026 .068 .093 -.027 .140 .102
 STANDARD ERROR (.114) (.115) (.115) (.116) (.117) (.118) (.119) (.120)
 LAG 24 -.010
 STANDARD ERROR (.120)
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 AUTOBOX IDENTIFIES 3 CROSS CORRELATIONS OUTSIDE 1.500 SIGMA.
 LAGS: 7, 10, 14,

CROSS-CORRELATION FEEDBACK ANALYSIS

=====

(PRELIMINARY TEST OF UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)

THE CROSS-CORRELATIONS

LAGS 0- 7 .077 -.002 .035 -.019 .027 .061 .049 .043
 STANDARD ERROR (.104) (.104) (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108)
 LAGS 8- 15 -.071 .043 .112 -.070 .097 .016 -.084 .046
 STANDARD ERROR (.108) (.109) (.110) (.110) (.111) (.112) (.113) (.113)
 LAGS 16- 23 -.118 .041 .155 -.044 -.009 -.108 .046 .062
 STANDARD ERROR (.114) (.115) (.115) (.116) (.117) (.118) (.119) (.120)
 LAG 24 -.007
 STANDARD ERROR (.120)

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.500 SIGMA.

TIME SERIES ESTIMATION

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

=====

	1	2	3	4
1	1.0000			
2	.0640	1.0000		
3	-.0539	-.0188	1.0000	
4	-.0745	.0389	-.0312	1.0000

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Y = TP-PHR.DAT 109 OBSERVATIONS
 DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1
 BACKCASTING : ON

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 MOVING AVERAGE 1	8	-.46379E+00	-5.08
2 MOVING AVERAGE 1	14	.25070E+00	2.69

INPUT SERIES 1

DATA - X1 = IPC-R.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = X1(T)** .500

VALUE OF LAG PARAMETER IS 7

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 .95636E+00 2.84

4 INPUT LAG 1 3 -.69153E+00 -2.07

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

SUM OF SQUARES : .89687E+01 DEGREES OF FREEDOM : 94

MEAN SQUARE : .95411E-01 NUMBER OF RESIDUALS : 98

R SQUARED : .99122E+00 AKAIKE CRITERIA (AIC): -.23096E+01

BAYES CRITERIA (BIC): -.22041E+01

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.50839E-01

STANDARD DEVIATION : .29822E+00

NUMBER OF OBSERVATIONS : 98

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.16876E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 .086 .123 .167 .053 .103 .091 .151 -.060

STANDARD ERROR (.101) (.102) (.103) (.106) (.106) (.107) (.108) (.110)

Q STATISTIC 0. 2. 5. 5. 7. 7. 10. 10.

P-VALUE .193 .312 .157 .241 .252 .279 .193 .244

LAGS 9- 16 .019 -.066 -.099 -.044 -.029 .040 -.036 -.002

STANDARD ERROR (.111) (.111) (.111) (.112) (.112) (.112) (.112) (.112)

Q STATISTIC 10. 11. 12. 12. 12. 12. 13. 13.

P-VALUE .323 .370 .368 .433 .507 .571 .633 .702

LAGS 17- 24 -.027 .055 .000 .097 .016 -.093 .017 .009

STANDARD ERROR (.112) (.112) (.113) (.113) (.114) (.114) (.114) (.114)

Q STATISTIC 13. 13. 13. 14. 14. 15. 15. 15.

P-VALUE .757 .788 .835 .818 .858 .846 .879 .908

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 .086 .117 .151 .018 .065 .052 .122 -.120

STANDARD ERROR (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101)

LAGS 9- 16 -.023 -.106 -.086 -.047 .014 .081 .019 .020

STANDARD ERROR (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101)

LAGS 17- 24 .005 .087 -.019 .078 -.054 -.127 -.034 .027

STANDARD ERROR (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101)

THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

=====

INPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

OUTPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL

MEAN OF THE INPUT SERIES : -.84382E-02

STANDARD DEVIATION : .73892E-01

THE CROSS-CORRELATIONS

LAGS 0- 7 -.013 .020 .127 .088 .180 .168 -.024 .013

STANDARD ERROR (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105) (.105) (.106)

LAGS 8- 15 .107 -.075 .108 .160 .085 .115 -.132 .020

STANDARD ERROR (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110) (.110) (.111)

LAGS 16- 23 -.077 .201 .134 .081 .053 .040 .215 .121

STANDARD ERROR (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115) (.116) (.117)

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

(THE DIAGNOSTIC CHECK FOR UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)
 INPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL
 OUTPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

THE CROSS-CORRELATIONS

```

LAGS 0- 7  -.013  .009  .004  .044  .005  .053  -.008  .014
STANDARD ERROR (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105) (.105) (.106)
LAGS 8- 15  -.057  .030  -.005  -.047  .139  -.026  -.123  .069
STANDARD ERROR (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110) (.110) (.111)
LAGS 16- 23  .001  .074  .137  -.091  .016  -.008  .110  -.050
STANDARD ERROR (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115) (.116) (.117)
  
```

T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :

THERE ARE 0 CROSS CORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

MODELO (8.16)

CORRELATION MATRIX OF THE PARAMETERS

```

=====
      1      2      3      4      5      6      7
1 1.0000
2 -.1331  1.0000
3 .0958   .0805  1.0000
4 .0010   .1340 -.1025  1.0000
5 -.2162  -.1884 -.0610 -.0267  1.0000
6 .2557   .1211 -.0906  .0297  -.0878  1.0000
7 .0639   .0243  .0471  .0701  -.0284  .0117  1.0000
  
```

THE ESTIMATED MODEL

DATA : Y = TP-PHR.DAT 109 OBSERVATIONS

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

BACKCASTING : ON

NOISE SERIES

DIFFERENCING FACTORS ON NOISE : NONE

NOISE MODEL PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

1 MOVING AVERAGE 1 3 -.54915E+00 -5.83

2 MOVING AVERAGE 1 8 -.19503E+00 -1.99

INPUT SERIES 1

DATA - X1 = IPC-R.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE) : 1, 1

MODEL DEVELOPED WITH TRANSFORMED DATA = X1(T)** .500

VALUE OF LAG PARAMETER IS 10

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

3 INPUT LAG 1 0 .57028E+00 2.26

INTERVENTION 1

DATA - X2 = O1-PH.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

4 INPUT LAG 1 0 .13758E+01 6.90

INTERVENTION 2

DATA - X3 = O2-PH.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

5 INPUT LAG 1 0 -.70708E+00 -3.54

INTERVENTION 3

DATA - X4 = O3-PH.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

6 INPUT LAG 1 0 -.12007E+01 -5.98

INTERVENTION 4

DATA - X5 = O4-PH.DAT

DIFFERENCING FACTORS (ORDER,DEGREE): 1, 1

VALUE OF LAG PARAMETER IS 0

TRANSFER FUNCTION PARAMETERS

FACTOR LAG COEFFICIENT T RATIO

7 INPUT LAG 1 0 .54787E+00 3.97

THE RESIDUAL AND MODEL STATISTICS

SUM OF SQUARES : .47746E+01 DEGREES OF FREEDOM : 91

MEAN SQUARE : .52468E-01 NUMBER OF RESIDUALS : 98

R SQUARED : .99533E+00 AKAIKE CRITERIA (AIC): -.28788E+01

BAYES CRITERIA (BIC): -.26942E+01

THE RESIDUAL AUTOCORRELATION AND PARTIAL AUTOCORRELATION ANALYSIS

MEAN OF THE RESIDUAL SERIES : -.38669E-01

STANDARD DEVIATION : .21731E+00

NUMBER OF OBSERVATIONS : 98

MEAN DIVIDED BY THE STANDARD ERROR OF THE MEAN : -.17615E+01

THE AUTOCORRELATIONS

LAGS 1- 8 .120 .046 -.058 -.054 .090 -.025 -.056 .036
STANDARD ERROR (.101) (.102) (.103) (.103) (.103) (.104) (.104) (.104)
Q STATISTIC 1. 2. 2. 2. 3. 3. 4. 4.
P-VALUE .115 .433 .569 .677 .675 .780 .828 .882
LAGS 9- 16 .043 .103 .095 .075 .106 -.139 .002 -.013
STANDARD ERROR (.105) (.105) (.106) (.107) (.107) (.108) (.110) (.110)
Q STATISTIC 4. 5. 6. 7. 8. 10. 10. 10.
P-VALUE .917 .885 .865 .873 .839 .737 .798 .847

LAGS 17- 24 -.122 -.029 -.043 .068 .023 -.063 .045 -.066
 STANDARD ERROR (.110) (.111) (.112) (.112) (.112) (.112) (.113) (.113)
 Q STATISTIC 12. 12. 12. 13. 13. 14. 14. 14.
 P-VALUE .791 .834 .864 .874 .904 .914 .929 .935
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 THERE ARE 0 AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

THE PARTIAL AUTOCORRELATIONS

 LAGS 1- 8 .120 .032 -.069 -.042 .109 -.049 -.066 .067
 STANDARD ERROR (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101)
 LAGS 9- 16 .045 .067 .080 .073 .088 -.167 .040 .012
 STANDARD ERROR (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101)
 LAGS 17- 24 -.153 -.032 .017 .041 -.064 -.059 .073 -.096
 STANDARD ERROR (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101) (.101)
 THERE ARE 0 PARTIAL AUTOCORRELATIONS SIGNIFICANT AT 1.960 SIGMA.

CROSS-CORRELATION ANALYSIS

=====

INPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT
 OUTPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL
 MEAN OF THE INPUT SERIES : -.84382E-02
 STANDARD DEVIATION : .73892E-01
 NUMBER OF OBSERVATIONS : 98

THE CROSS-CORRELATIONS

 LAGS 0- 7 -.005 .145 .129 .062 .096 .000 -.056 .122
 STANDARD ERROR (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105) (.105) (.106)
 LAGS 8- 15 .196 .091 .093 .022 .034 .071 -.119 -.024
 STANDARD ERROR (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110) (.110) (.111)
 LAGS 16- 23 -.067 .246 .078 .050 .079 .078 .255 .162
 STANDARD ERROR (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115) (.116) (.117)
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 AUTOBOX IDENTIFIES 2 CROSS CORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.
 LAGS: 17, 22,

(THE DIAGNOSTIC CHECK FOR UNIDIRECTIONAL CAUSALITY)

INPUT SERIES : THE ESTIMATED RESIDUALS FROM THE TRANSFER FUNCTION MODEL
 OUTPUT SERIES : PREWHITENED IPC-R.DAT

THE CROSS-CORRELATIONS

 LAGS 0- 7 -.005 .012 -.221 -.097 -.027 .179 .134 -.024
 STANDARD ERROR (.102) (.103) (.103) (.104) (.104) (.105) (.105) (.106)
 LAGS 8- 15 -.020 -.104 .086 -.022 .180 -.114 -.044 -.061
 STANDARD ERROR (.107) (.107) (.108) (.108) (.109) (.110) (.110) (.111)
 LAGS 16- 23 -.002 -.020 .044 .019 .051 .015 -.008 -.029
 STANDARD ERROR (.112) (.113) (.113) (.114) (.115) (.115) (.116) (.117)
 T-TEST FOR SIGNIFICANCE AT EACH LAG :
 AUTOBOX IDENTIFIES 1 CROSS CORRELATIONS OUTSIDE 1.960 SIGMA.
 LAGS: 2,

ANEXO 3

***OUTPUTS DAS EQUAÇÕES ESTIMADAS
PELO OLS***

*TESTES DE COINTEGRAÇÃO
TESTES DE CAUSALIDADE*

BI - TAXAS DE JURO ACTIVAS

BI1. EMPRÉSTIMOS E OUTROS CRÉDITOS A EPNF (de 91 a 180 dias)

Regressão de Cointegração entre TAEPNF e TVIPC(-5)

PROGRAM

```
*****
OPTIONS CRT;
SUPRES SMPL;
LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\TA-CPR.DAT') Y;
LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\IPC-R.DAT') X;
DY=Y-Y(-1);
DX=X-X(-1);
REGOPT(PVPRINT,STARS,LMLAGS=8);
OLS DY C Y(-1) DY(-1);
OLS DX C X(-1) DX(-1);
OLS Y C X(-5);RES=@RES;
DRES=@RES-@RES(-1);
OLS DRES @RES(-1);
*****
```

Equation 1
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DY				
Current sample: 3 to 109				
Number of observations: 107				
Mean of dependent variable = -.050467			Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = .588180 [.443]	
Std. dev. of dependent var. = .737458			Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = 2.60051 [.272]	
Sum of squared residuals = 54.8206			Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 2.24836 [.522]	
Variance of residuals = .527121			Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 2.74877 [.601]	
Std. error of regression = .726031			Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 4.55770 [.472]	
R-squared = .049037			Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 5.18731 [.520]	
Adjusted R-squared = .030749			Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 6.52650 [.480]	
Durbin-Watson statistic = 1.98924			Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 7.38428 [.496]	
Durbin's h alternative = -.762501 [.446]				
F-statistic (zero slopes) = 2.68140 [.073]				
Akaike Information Crit. = 2.22519				
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.537749				
Log of likelihood function = -116.048				
Estimated Standard				
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	-.099251	.410237	-.241937	[.809]
Y(-1)	.216717E-02	.023166	.093550	[.926]
DY(-1)	-.223269	.097464	-2.29077	* [.024]

Equation 2
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DX				
Current sample: 3 to 109				
Number of observations: 107				
Mean of dependent variable = -.052336			Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = .010274 [.919]	
Std. dev. of dependent var. = .491502			Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = 2.10252 [.349]	
Sum of squared residuals = 23.6817			Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 3.37857 [.337]	
Variance of residuals = .227709			Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 3.40156 [.493]	
Std. error of regression = .477189			Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 4.89992 [.428]	

R-squared = .075182
Adjusted R-squared = .057397
Durbin-Watson statistic = 2.00848
Durbin's h = -.284906 [.776]
Durbin's h alternative = -.098715 [.921]
F-statistic (zero slopes) = 4.22728 * [.017]
Akaike Information Crit. = 1.38583
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.37711
Log of likelihood function = -71.1418

Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 6.07559 [.415]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 5.50802 [.598]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 9.04861 [.338]

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	.012938	.128482	.100700	[.920]
X(-1)	-.588749E-02	.013667	-.430779	[.668]
DX(-1)	.276722	.095170	2.90767	** [.004]

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
Current sample: 6 to 109
Number of observations: 104
Mean of dependent variable = 17.3798
Std. dev. of dependent var. = 3.20359
Sum of squared residuals = 255.347
Variance of residuals = 2.50340
Std. error of regression = 1.58221
R-squared = .758443
Adjusted R-squared = .756075
Durbin-Watson statistic = .252140
F-statistic (zero slopes) = 320.260 ** [.000]
Akaike Information Crit. = 3.77457
Schwarz Bayes. Info. Crit. = .987548
Log of likelihood function = -194.278

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	9.75034	.453680	21.4917	** [.000]
X(-5)	.853096	.047670	17.8958	** [.000]

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES
Current sample: 7 to 109
Number of observations: 103
Mean of dependent variable = -.330276E-02
Std. dev. of dependent var. = .794479
Sum of squared residuals = 60.3844
Variance of residuals = .592004
Std. error of regression = .769418
R-squared = .062100
Adjusted R-squared = .062100
Durbin-Watson statistic = 2.20619
Akaike Information Crit. = 2.32330
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.489001
Log of likelihood function = -118.650

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = 1.45890 [.227]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = 2.34925 [.309]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 2.56609 [.463]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 3.00792 [.557]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 3.66337 [.599]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 3.65522 [.723]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 3.42517 [.843]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 5.71220 [.679]

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
@RES(-1)	-.125430	.048261	-2.59899	* [.011]

Regressão de Cointegração entre TAEPNF e TVIPC(-5) (Mar/89 - Jun/96)

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Current sample: 6 to 88

Number of observations: 83

Mean of dependent variable = 17.7458

Std. dev. of dependent var. = 3.43580

Sum of squared residuals = 118.448

Variance of residuals = 1.46232

Std. error of regression = 1.20927

R-squared = .877634

Adjusted R-squared = .876124

Durbin-Watson statistic = .431697

F-statistic (zero slopes) = 580.951 ** [.000]

Akaike Information Crit. = 3.24170

Schwarz Bayes. Info. Crit. = .462113

Log of likelihood function = -132.531



Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	9.88347	.352169	28.0645	** [.000]
X(-5)	.900348	.037354	24.1029	** [.000]

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES

Current sample: 7 to 88

Number of observations: 82

Mean of dependent variable = .019676

Std. dev. of dependent var. = .794285

Sum of squared residuals = 43.9146

Variance of residuals = .542156

Std. error of regression = .736312

R-squared = .141551

Adjusted R-squared = .141551

Durbin-Watson statistic = 2.13316

Akaike Information Crit. = 2.23780

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.570731

Log of likelihood function = -90.7496

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = .410684 [.522]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = .633188 [.729]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 1.60163 [.659]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 2.29529 [.682]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 1.82844 [.872]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 2.19531 [.901]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 2.06387 [.956]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 4.45836 [.814]

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
@RES(-1)	-.248752	.068169	-3.64905	** [.000]

Causalidade entre TAEPNF e TVIPC (Jun/87 - Jun/96)

NOTAÇÃO: Y = TAEPNF e X = TVIPC

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 17.3667

Std. dev. of dependent var. = 3.19099

Sum of squared residuals = 44.4990

Variance of residuals = .463531

Std. error of regression = .680831

R-squared = .957979

Ljung-Box Q-statistic1 = .389633E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .013446

Adjusted R-squared = .954477

Durbin-Watson statistic = 1.96286

Durbin's h alternative = .666192

F-statistic (zero slopes) = 273.572

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.459583

Log of likelihood function = -103.918

Ljung-Box Q-statistic13 = 5.41931

Ljung-Box Q-statistic14 = 5.74556

Ljung-Box Q-statistic3 = .165635	Ljung-Box Q-statistic15 = 6.19572
Ljung-Box Q-statistic4 = .288487	Ljung-Box Q-statistic16 = 9.09474
Ljung-Box Q-statistic5 = .681605	Ljung-Box Q-statistic17 = 9.10930
Ljung-Box Q-statistic6 = .822066	Ljung-Box Q-statistic18 = 11.8677
Ljung-Box Q-statistic7 = 1.35048	Ljung-Box Q-statistic19 = 11.8839
Ljung-Box Q-statistic8 = 3.74239	Ljung-Box Q-statistic20 = 16.2717
Ljung-Box Q-statistic9 = 4.19641	Ljung-Box Q-statistic21 = 18.8184
Ljung-Box Q-statistic10 = 4.82564	Ljung-Box Q-statistic22 = 18.8220
Ljung-Box Q-statistic11 = 4.82899	Ljung-Box Q-statistic23 = 18.8306
Ljung-Box Q-statistic12 = 5.19147	Ljung-Box Q-statistic24 = 19.6495

Estimated Standard			
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.794992	.457493	1.73771
X(-1)	-.082778	.143160	-.578222
X(-2)	.044330	.229755	.192945
X(-3)	.208204	.230002	.905226
X(-4)	-.023624	.153782	-.153620
Y(-1)	.608150	.102441	5.93659
Y(-2)	.163747	.118810	1.37823
Y(-3)	.186449	.119278	1.56314
Y(-4)	-.082279	.098705	-.833580

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 17.3667	Adjusted R-squared = .947872
Std. dev. of dependent var. = 3.19099	Durbin-Watson statistic = 1.97533
Sum of squared residuals = 53.0786	Durbin's h alternative = -.125994
Variance of residuals = .530786	F-statistic (zero slopes) = 473.776
Std. error of regression = .728551	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.460569
R-squared = .949877	Log of likelihood function = -113.174

Estimated Standard			
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.058985	.424538	-.138939
Y(-1)	.777151	.100058	7.76699
Y(-2)	.185986	.125354	1.48368
Y(-3)	.181924	.125793	1.44622
Y(-4)	-.145281	.101966	-1.42480

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 17.4099	Adjusted R-squared = .951940
Std. dev. of dependent var. = 3.24621	Durbin-Watson statistic = 1.98021
Sum of squared residuals = 42.5416	Durbin's h alternative = .702417
Variance of residuals = .506447	F-statistic (zero slopes) = 124.797
Std. error of regression = .711651	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.087837
R-squared = .959630	Log of likelihood function = -99.6485
Ljung-Box Q-statistic1 = .836070E-02	Ljung-Box Q-statistic13 = 4.14257
Ljung-Box Q-statistic2 = .011680	Ljung-Box Q-statistic14 = 4.41198
Ljung-Box Q-statistic3 = .030799	Ljung-Box Q-statistic15 = 4.46918
Ljung-Box Q-statistic4 = .324355	Ljung-Box Q-statistic16 = 6.32180
Ljung-Box Q-statistic5 = .352101	Ljung-Box Q-statistic17 = 6.32187
Ljung-Box Q-statistic6 = .664599	Ljung-Box Q-statistic18 = 8.71242
Ljung-Box Q-statistic7 = 1.46605	Ljung-Box Q-statistic19 = 8.77568

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.70802 Ljung-Box Q-statistic20 = 13.8854
 Ljung-Box Q-statistic9 = 2.80880 Ljung-Box Q-statistic21 = 15.8501
 Ljung-Box Q-statistic10 = 3.27776 Ljung-Box Q-statistic22 = 15.8876
 Ljung-Box Q-statistic11 = 3.29221 Ljung-Box Q-statistic23 = 15.8922
 Ljung-Box Q-statistic12 = 4.11685 Ljung-Box Q-statistic24 = 15.9076

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.05786	.551784	1.91716
X(-1)	-.155152	.161165	-.962689
X(-2)	.141333	.257794	.548239
X(-3)	.223584	.257716	.867556
X(-4)	-.214843	.258653	-.830622
X(-5)	.225723	.257608	.876226
X(-6)	-.106068	.256842	-.412971
X(-7)	-.040616	.256564	-.158308
X(-8)	.091025	.171026	.532229
Y(-1)	.613616	.109132	5.62270
Y(-2)	.156419	.128631	1.21603
Y(-3)	.135258	.132190	1.02321
Y(-4)	-.085209	.131952	-.645762
Y(-5)	.093517	.131716	.709992
Y(-6)	.747132E-02	.131152	.056967
Y(-7)	-.032021	.128603	-.248988
Y(-8)	-.037350	.105195	-.355054

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 17.4099 Adjusted R-squared = .947692
 Std. dev. of dependent var. = 3.24621 Durbin-Watson statistic = 1.95056
 Sum of squared residuals = 50.7122 Durbin's h alternative = .938227
 Variance of residuals = .551219 F-statistic (zero slopes) = 227.468
 Std. error of regression = .742441 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.277706
 R-squared = .951876 Log of likelihood function = -108.521

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.200695	.461507	.434869
Y(-1)	.754925	.104874	7.19840
Y(-2)	.187808	.131009	1.43355
Y(-3)	.169366	.134036	1.26359
Y(-4)	-.083218	.134409	-.619140
Y(-5)	.091073	.134287	.678198
Y(-6)	.032285	.132941	.242850
Y(-7)	-.071760	.130822	-.548535
Y(-8)	-.094493	.106661	-.885917

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952 Adjusted R-squared = .981484
 Std. dev. of dependent var. = 3.49616 Durbin-Watson statistic = 1.96643
 Sum of squared residuals = 21.7268 Durbin's h alternative = .148465
 Variance of residuals = .226321 F-statistic (zero slopes) = 690.101
 Std. error of regression = .475732 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.17650
 R-squared = .982908 Log of likelihood function = -66.2794

Ljung-Box Q-statistic1 = .765206E-02	Ljung-Box Q-statistic13 = 22.2385
Ljung-Box Q-statistic2 = .053217	Ljung-Box Q-statistic14 = 23.2137
Ljung-Box Q-statistic3 = .683959	Ljung-Box Q-statistic15 = 23.2445
Ljung-Box Q-statistic4 = 1.09139	Ljung-Box Q-statistic16 = 23.8279
Ljung-Box Q-statistic5 = 1.09324	Ljung-Box Q-statistic17 = 24.5911
Ljung-Box Q-statistic6 = 4.19406	Ljung-Box Q-statistic18 = 34.8912
Ljung-Box Q-statistic7 = 4.24172	Ljung-Box Q-statistic19 = 34.9559
Ljung-Box Q-statistic8 = 5.81183	Ljung-Box Q-statistic20 = 34.9760
Ljung-Box Q-statistic9 = 7.16312	Ljung-Box Q-statistic21 = 36.3882
Ljung-Box Q-statistic10 = 8.41931	Ljung-Box Q-statistic22 = 37.9772
Ljung-Box Q-statistic11 = 8.69533	Ljung-Box Q-statistic23 = 38.5933
Ljung-Box Q-statistic12 = 20.4459	Ljung-Box Q-statistic24 = 38.5971

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.455378	.319674	1.42451
Y(-1)	.105654	.071581	1.47601
Y(-2)	-.114631	.083019	-1.38078
Y(-3)	-.298097E-02	.083346	-.035766
Y(-4)	-.026906	.068971	-.390112
X(-1)	1.25153	.100033	12.5112
X(-2)	-.217490	.160542	-1.35473
X(-3)	-.212557	.160714	-1.32257
X(-4)	.198994	.107455	1.85188

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952

Std. dev. of dependent var. = 3.49616

Sum of squared residuals = 23.1571

Variance of residuals = .231571

Std. error of regression = .481218

R-squared = .981783

Adjusted R-squared = .981055

Durbin-Watson statistic = 1.94867

Durbin's h alternative = 1.02332

F-statistic (zero slopes) = 1347.37

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.29004

Log of likelihood function = -69.6263

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.026828	.135445	-.198076
X(-1)	1.26835	.098952	12.8178
X(-2)	-.226365	.159997	-1.41481
X(-3)	-.191043	.160234	-1.19227
X(-4)	.146913	.101629	1.44558

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 19.2930

Variance of residuals = .229679

Std. error of regression = .479248

R-squared = .984801

Adjusted R-squared = .981906

Durbin-Watson statistic = 1.97075

Durbin's h alternative = .992264

F-statistic (zero slopes) = 340.160

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.878575

Log of likelihood function = -59.7162

Ljung-Box Q-statistic1 = .014184	Ljung-Box Q-statistic13 = 14.8611
Ljung-Box Q-statistic2 = .056898	Ljung-Box Q-statistic14 = 16.0651
Ljung-Box Q-statistic3 = .071601	Ljung-Box Q-statistic15 = 16.0710
Ljung-Box Q-statistic4 = .309160	Ljung-Box Q-statistic16 = 16.5061
Ljung-Box Q-statistic5 = .401799	Ljung-Box Q-statistic17 = 17.2292

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.04197	Ljung-Box Q-statistic18 = 22.3412
Ljung-Box Q-statistic7 = 1.18097	Ljung-Box Q-statistic19 = 22.3926
Ljung-Box Q-statistic8 = 4.08377	Ljung-Box Q-statistic20 = 23.1341
Ljung-Box Q-statistic9 = 4.35472	Ljung-Box Q-statistic21 = 24.2556
Ljung-Box Q-statistic10 = 5.42023	Ljung-Box Q-statistic22 = 24.3343
Ljung-Box Q-statistic11 = 6.23867	Ljung-Box Q-statistic23 = 24.8933
Ljung-Box Q-statistic12 = 14.6654	Ljung-Box Q-statistic24 = 24.8990

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.601487	.371589	1.61869
Y(-1)	.095941	.073493	1.30545
Y(-2)	-.118667	.086624	-1.36991
Y(-3)	.040942	.089021	.459917
Y(-4)	.642727E-02	.088860	.072330
Y(-5)	-.103322	.088701	-1.16483
Y(-6)	.042759	.088322	.484123
Y(-7)	-.082537	.086605	-.953029
Y(-8)	.062972	.070842	.888919
X(-1)	1.27851	.108534	11.7799
X(-2)	-.255877	.173607	-1.47389
X(-3)	-.267711	.173554	-1.54252
X(-4)	.350293	.174185	2.01104
X(-5)	-.080712	.173481	-.465248
X(-6)	-.206912	.172965	-1.19626
X(-7)	.259831	.172778	1.50384
X(-8)	-.041092	.115174	-.356785

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 21.4387

Variance of residuals = .233030

Std. error of regression = .482732

R-squared = .983110

Adjusted R-squared = .981642

Durbin-Watson statistic = 1.98215

Durbin's h alternative = .244766

F-statistic (zero slopes) = 669.387

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.13867

Log of likelihood function = -65.0418

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.011389	.147702	.077109
X(-1)	1.30871	.103464	12.6490
X(-2)	-.266219	.169407	-1.57147
X(-3)	-.257316	.170421	-1.50989
X(-4)	.349088	.170300	2.04984
X(-5)	-.094684	.169269	-.559369
X(-6)	-.198423	.169255	-1.17233
X(-7)	.281039	.168708	1.66583
X(-8)	-.127441	.105748	-1.20515

Causalidade entre TAEPNF e TVIPC
(subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96)

NOTAÇÃO: Y = TAEPNF e X = TVIPC
JUN/87 - ABR/92

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 19.0945

Std. dev. of dependent var. = 2.88119

Sum of squared residuals = 24.7428

Variance of residuals = .537886

Std. error of regression = .733407

R-squared = .944804

Ljung-Box Q-statistic1 = .663353E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .079625

Ljung-Box Q-statistic3 = .501821

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.25041

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.99770

Ljung-Box Q-statistic6 = 2.02388

Adjusted R-squared = .935204

Durbin-Watson statistic = 1.96360

Durbin's h alternative = .404399

F-statistic (zero slopes) = 98.4236

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.143054

Log of likelihood function = -56.0746

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.76400

Ljung-Box Q-statistic8 = 6.65212

Ljung-Box Q-statistic9 = 6.70634

Ljung-Box Q-statistic10 = 7.39493

Ljung-Box Q-statistic11 = 7.39841

Ljung-Box Q-statistic12 = 7.43389

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.990301E-02	.785807	-.012602
X(-1)	-.127499E-02	.183495	-.694839E-02
X(-2)	-.011335	.273581	-.041433
X(-3)	.147594	.278699	.529582
X(-4)	.047861	.200531	.238671
Y(-1)	.648116	.146420	4.42642
Y(-2)	.171402	.176623	.970439
Y(-3)	.181621	.175958	1.03219
Y(-4)	-.105920	.145308	-.728937

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 19.0945

Std. dev. of dependent var. = 2.88119

Sum of squared residuals = 27.9550

Variance of residuals = .559101

Std. error of regression = .747730

R-squared = .937638

Adjusted R-squared = .932649

Durbin-Watson statistic = 1.94333

Durbin's h alternative = .362737

F-statistic (zero slopes) = 187.942

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.312433

Log of likelihood function = -59.4314

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.694925	.687363	1.01100
Y(-1)	.758757	.141298	5.36990
Y(-2)	.197517	.176249	1.12067
Y(-3)	.164696	.174116	.945901
Y(-4)	-.153490	.140314	-1.09391

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 19.3157

Std. dev. of dependent var. = 2.87662

Sum of squared residuals = 22.1379

Variance of residuals = .651114

Std. error of regression = .806916

R-squared = .946494

Ljung-Box Q-statistic1 = .941017E-05

Ljung-Box Q-statistic2 = .948229E-02

Ljung-Box Q-statistic3 = .017117

Ljung-Box Q-statistic4 = .379215

Ljung-Box Q-statistic5 = .441025

Ljung-Box Q-statistic6 = .762100

Adjusted R-squared = .921315

Durbin-Watson statistic = 1.96648

Durbin's h alternative = .987140

F-statistic (zero slopes) = 37.5903

Schwarz Bayes. Info. Crit. = .476073

Log of likelihood function = -51.0852

Ljung-Box Q-statistic7 = 1.75683

Ljung-Box Q-statistic8 = 4.01012

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.66272

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.81210

Ljung-Box Q-statistic11 = 5.38069

Ljung-Box Q-statistic12 = 5.39113

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.417569	1.09089	.382778
X(-1)	-.066378	.225674	-.294131
X(-2)	.045736	.325495	.140513
X(-3)	.203335	.325490	.624705
X(-4)	-.289484	.326455	-.886751
X(-5)	.275921	.329331	.837822
X(-6)	-.012920	.324952	-.039761
X(-7)	.015595	.332272	.046935
X(-8)	.078308	.243978	.320964
Y(-1)	.653480	.170280	3.83769
Y(-2)	.139207	.210629	.660911
Y(-3)	.113741	.214367	.530591
Y(-4)	-.173943	.210089	-.827947
Y(-5)	.234585	.209965	1.11726
Y(-6)	-.059683	.210078	-.284099
Y(-7)	-.792785E-02	.206689	-.038356
Y(-8)	-.067401	.172427	-.390896

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 19.3157

Std. dev. of dependent var. = 2.87662

Sum of squared residuals = 25.3761

Variance of residuals = .604192

Std. error of regression = .777298

R-squared = .938668

Adjusted R-squared = .926985

Durbin-Watson statistic = 1.92890

Durbin's h alternative = .868416

F-statistic (zero slopes) = 80.3493

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.416776E-02

Log of likelihood function = -54.5664

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.08078	.762467	1.41748
Y(-1)	.733075	.154363	4.74905
Y(-2)	.191816	.192953	.994108
Y(-3)	.128497	.195502	.657267
Y(-4)	-.126858	.193661	-.655052
Y(-5)	.200525	.193057	1.03868
Y(-6)	-.012345	.192729	-.064054
Y(-7)	-.031949	.189409	-.168679
Y(-8)	-.135885	.151720	-.895628

Equation 5
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Std. dev. of dependent var. = 1.88187

Sum of squared residuals = 15.8304

Variance of residuals = .344138

Std. error of regression = .586633

R-squared = .917221

Ljung-Box Q-statistic1 = .202519E-03

Ljung-Box Q-statistic2 = .119511

Ljung-Box Q-statistic3 = .981354

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.51650

Ljung-Box Q-statistic5 = 2.10723

Ljung-Box Q-statistic6 = 4.06615

Adjusted R-squared = .902825

Durbin-Watson statistic = 1.96619

Durbin's h alternative = -.429951

F-statistic (zero slopes) = 63.7123

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.589658

Log of likelihood function = -43.7930

Ljung-Box Q-statistic7 = 4.09945

Ljung-Box Q-statistic8 = 6.21511

Ljung-Box Q-statistic9 = 7.29543

Ljung-Box Q-statistic10 = 7.66523

Ljung-Box Q-statistic11 = 7.74803

Ljung-Box Q-statistic12 = 11.1925

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.31104	.628546	2.08583
Y(-1)	.214176	.117117	1.82873
Y(-2)	-.137665	.141276	-.974440
Y(-3)	.023298	.140744	.165532
Y(-4)	-.131216	.116228	-1.12895
X(-1)	1.12324	.146772	7.65297
X(-2)	-.178189	.218830	-.814282
X(-3)	-.120416	.222924	-.540164
X(-4)	.109701	.160399	.683924

Equation 6
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Std. dev. of dependent var. = 1.88187

Sum of squared residuals = 17.8202

Variance of residuals = .356403

Std. error of regression = .596995

R-squared = .906816

Adjusted R-squared = .899362

Durbin-Watson statistic = 1.92752

Durbin's h alternative = 1.22664

F-statistic (zero slopes) = 121.644

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.762699

Log of likelihood function = -47.0491

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.771448	.534221	1.44406
X(-1)	1.16339	.142902	8.14119
X(-2)	-.151376	.216537	-.699077
X(-3)	-.161709	.220438	-.733580
X(-4)	.082805	.146265	.566131

Equation 7
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 12.5692

Variance of residuals = .369682

Std. error of regression = .608015

Adjusted R-squared = .889871

Durbin-Watson statistic = 1.95549

Durbin's h alternative = .536572

F-statistic (zero slopes) = 26.2508

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.089969

R-squared = .925112
 Log of likelihood function = -36.6511
 Ljung-Box Q-statistic1 = .012279
 Ljung-Box Q-statistic7 = 1.68930
 Ljung-Box Q-statistic2 = .144888
 Ljung-Box Q-statistic8 = 1.80026
 Ljung-Box Q-statistic3 = .226199
 Ljung-Box Q-statistic9 = 3.10614
 Ljung-Box Q-statistic4 = .780475
 Ljung-Box Q-statistic10 = 3.12724
 Ljung-Box Q-statistic5 = .786564
 Ljung-Box Q-statistic11 = 3.12814
 Ljung-Box Q-statistic6 = 1.57423
 Ljung-Box Q-statistic12 = 6.49690

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.75457	.821991	2.13453
Y(-1)	.231921	.128306	1.80756
Y(-2)	-.148277	.158710	-.934264
Y(-3)	.099405	.161527	.615409
Y(-4)	-.380008E-02	.158303	-.024005
Y(-5)	-.083170	.158209	-.525697
Y(-6)	-.096124	.158295	-.607246
Y(-7)	-.078306	.155741	-.502796
Y(-8)	.074275	.129925	.571681
X(-1)	1.08493	.170046	6.38018
X(-2)	-.162909	.245262	-.664227
X(-3)	-.189537	.245258	-.772808
X(-4)	.318847	.245985	1.29621
X(-5)	-.021214	.248152	-.085489
X(-6)	-.313086	.244853	-1.27867
X(-7)	.235576	.250368	.940919
X(-8)	-.102292	.183838	-.556422

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 15.1891

Variance of residuals = .361646

Std. error of regression = .601370

R-squared = .909503

Adjusted R-squared = .892265

Durbin-Watson statistic = 1.96879

Durbin's h alternative = .055819

F-statistic (zero slopes) = 52.7627

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.517395

Log of likelihood function = -41.4791

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.26090	.631120	1.99788
X(-1)	1.16047	.153436	7.56323
X(-2)	-.172860	.232152	-.744597
X(-3)	-.205517	.232862	-.882571
X(-4)	.333075	.232063	1.43528
X(-5)	-.076450	.232800	-.328392
X(-6)	-.269154	.229696	-1.17179
X(-7)	.265794	.233627	1.13768
X(-8)	-.142933	.155167	-.921161

MAI/92 - JUN/96

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 15.0826

Std. dev. of dependent var. = 1.99402

Sum of squared residuals = 11.5937

Adjusted R-squared = .921194

Durbin-Watson statistic = 1.78926

Durbin's h alternative = .900358

Variance of residuals = .313343
 Std. error of regression = .559770
 R-squared = .935204
 Ljung-Box Q-statistic1 = .151525
 Ljung-Box Q-statistic2 = .318114
 Ljung-Box Q-statistic3 = .600716
 Ljung-Box Q-statistic4 = .733899
 Ljung-Box Q-statistic5 = 1.20841
 Ljung-Box Q-statistic6 = 1.22262

F-statistic (zero slopes) = 66.7529
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.629098
 Log of likelihood function = -33.5730
 Ljung-Box Q-statistic7 = 1.46599
 Ljung-Box Q-statistic8 = 1.49148
 Ljung-Box Q-statistic9 = 1.89199
 Ljung-Box Q-statistic10 = 1.91747
 Ljung-Box Q-statistic11 = 4.61535
 Ljung-Box Q-statistic12 = 4.63968

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	7.36038	2.12202	3.46857
X(-1)	-.053988	.319801	-.168816
X(-2)	.018275	.550236	.033213
X(-3)	.619742	.560332	1.10603
X(-4)	.198934	.413701	.480864
Y(-1)	.197410	.177113	1.11460
Y(-2)	-.107123	.170014	-.630087
Y(-3)	.183964	.153290	1.20010
Y(-4)	-.062749	.131302	-.477901

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46
 Mean of dependent variable = 15.0826
 Std. dev. of dependent var. = 1.99402
 Sum of squared residuals = 18.5469
 Variance of residuals = .452363
 Std. error of regression = .672579
 R-squared = .896343

Adjusted R-squared = .886230
 Durbin-Watson statistic = 1.83542
 Durbin's h alternative = .912830
 F-statistic (zero slopes) = 88.6341
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.492183
 Log of likelihood function = -44.3794

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.259693	.797216	.325749
Y(-1)	.614328	.158032	3.88738
Y(-2)	.028334	.178188	.159010
Y(-3)	.324177	.180199	1.79899
Y(-4)	-.248245E-02	.154989	-.016017

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42
 Mean of dependent variable = 14.7429
 Std. dev. of dependent var. = 1.72332
 Sum of squared residuals = 9.26608
 Variance of residuals = .370643
 Std. error of regression = .608805
 R-squared = .923901
 Ljung-Box Q-statistic1 = .684894E-03
 Ljung-Box Q-statistic2 = .394004E-02
 Ljung-Box Q-statistic3 = .047902
 Ljung-Box Q-statistic4 = .120241
 Ljung-Box Q-statistic5 = .135749
 Ljung-Box Q-statistic6 = .842265

Adjusted R-squared = .875197
 Durbin-Watson statistic = 1.94379
 Durbin's h alternative = .780667
 F-statistic (zero slopes) = 18.9699
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = .155710E-02
 Log of likelihood function = -27.8579
 Ljung-Box Q-statistic7 = 1.00220
 Ljung-Box Q-statistic8 = 1.06217
 Ljung-Box Q-statistic9 = 2.11097
 Ljung-Box Q-statistic10 = 3.27067
 Ljung-Box Q-statistic11 = 5.19006
 Ljung-Box Q-statistic12 = 5.65109

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
----------	-----------------------	----------------	-------------

C	5.36156	3.81116	1.40681
X(-1)	-.056769	.432231	-.131339
X(-2)	-.063490	.734313	-.086461
X(-3)	.624379	.710802	.878415
X(-4)	.325616	.720971	.451635
X(-5)	-.692846E-02	.772042	-.897421E-02
X(-6)	-.439132	.809570	-.542426
X(-7)	.220334	.848900	.259552
X(-8)	-.027991	.612645	-.045688
Y(-1)	.292228	.226106	1.29244
Y(-2)	-.136912	.225472	-.607225
Y(-3)	.295929	.239357	1.23635
Y(-4)	-.205308	.231030	-.888664
Y(-5)	.104369	.239519	.435744
Y(-6)	.051574	.208631	.247201
Y(-7)	.053166	.185668	.286351
Y(-8)	-.036150	.154959	-.233287

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 14.7429

Std. dev. of dependent var. = 1.72332

Sum of squared residuals = 15.5794

Variance of residuals = .472104

Std. error of regression = .687098

R-squared = .872051

Adjusted R-squared = .841033

Durbin-Watson statistic = 1.97725

Durbin's h alternative = -1.55179

F-statistic (zero slopes) = 28.1144

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.190790

Log of likelihood function = -38.7693

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.459403	.985214	.466298
Y(-1)	.707061	.177378	3.98617
Y(-2)	-.126741	.216104	-.586482
Y(-3)	.348893	.216138	1.61421
Y(-4)	-.192920	.215350	-.895844
Y(-5)	.164717	.209957	.784527
Y(-6)	-.018218	.202326	-.090040
Y(-7)	.035694	.197463	.180761
Y(-8)	.028526	.163724	.174234

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 2.95009

Variance of residuals = .079732

Std. error of regression = .282369

R-squared = .978276

Adjusted R-squared = .973579

Durbin-Watson statistic = 2.05239

Durbin's h alternative = -.769868

F-statistic (zero slopes) = 208.272

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.99772

Log of likelihood function = -2.09466

Ljung-Box Q-statistic1 = .066151

Ljung-Box Q-statistic2 = .529985

Ljung-Box Q-statistic3 = 1.09560

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.53240

Ljung-Box Q-statistic5 = 4.68902

Ljung-Box Q-statistic6 = 4.82774

Ljung-Box Q-statistic7 = 4.93722

Ljung-Box Q-statistic8 = 6.85074

Ljung-Box Q-statistic9 = 6.93413

Ljung-Box Q-statistic10 = 7.27720

Ljung-Box Q-statistic11 = 7.28559

Ljung-Box Q-statistic12 = 9.69244

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.264880	1.07043	.247453
Y(-1)	.334081E-02	.089342	.037393
Y(-2)	-.130420	.085761	-1.52073
Y(-3)	.032626	.077325	.421938
Y(-4)	.078451	.066233	1.18447
X(-1)	1.42971	.161319	8.86261
X(-2)	-.366935	.277560	-1.32200
X(-3)	-.507595	.282652	-1.79583
X(-4)	.414473	.208686	1.98611

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 3.26399

Variance of residuals = .079610

Std. error of regression = .282152

R-squared = .975964

Adjusted R-squared = .973619

Durbin-Watson statistic = 2.01824

Durbin's h alternative = -.529679

F-statistic (zero slopes) = 416.201

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.22953

Log of likelihood function = -4.42029

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.119882	.136749	.876656
X(-1)	1.44109	.147882	9.74483
X(-2)	-.441119	.263191	-1.67604
X(-3)	-.380350	.262908	-1.44671
X(-4)	.338345	.149768	2.25912

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.22331

Variance of residuals = .088932

Std. error of regression = .298215

R-squared = .973609

Adjusted R-squared = .956719

Durbin-Watson statistic = 2.04351

Durbin's h alternative = -.427035

F-statistic (zero slopes) = 57.6431

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.42581

Log of likelihood function = 2.11671

Ljung-Box Q-statistic1 = .023540

Ljung-Box Q-statistic7 = .623022

Ljung-Box Q-statistic2 = .156464

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.71871

Ljung-Box Q-statistic3 = .165932

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.05889

Ljung-Box Q-statistic4 = .566522

Ljung-Box Q-statistic10 = 5.38769

Ljung-Box Q-statistic5 = .609848

Ljung-Box Q-statistic11 = 6.54748

Ljung-Box Q-statistic6 = .609853

Ljung-Box Q-statistic12 = 12.7223

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.781418	1.86685	-.418577
Y(-1)	.059082	.110755	.533445
Y(-2)	-.173121	.110445	-1.56749
Y(-3)	-.066773	.117246	-.569514
Y(-4)	.081978	.113167	.724395
Y(-5)	.057012	.117325	.485931
Y(-6)	.125929	.102195	1.23223
Y(-7)	-.059940	.090947	-.659068
Y(-8)	.075404	.075905	.993409

X(-1)	1.36231	.211723	6.43440
X(-2)	-.394424	.359694	-1.09655
X(-3)	-.183786	.348177	-.527850
X(-4)	-.017544	.353158	-.049678
X(-5)	-.097685	.378175	-.258306
X(-6)	.574309	.396558	1.44823
X(-7)	-.197322	.415823	-.474534
X(-8)	-.212312	.300096	-.707479

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.92735

Variance of residuals = .088708

Std. error of regression = .297838

R-squared = .965252

Adjusted R-squared = .956828

Durbin-Watson statistic = 2.01645

Durbin's h alternative = -1.01822

F-statistic (zero slopes) = 114.586

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.86264

Log of likelihood function = -3.66040

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.179222	.170563	1.05077
X(-1)	1.44124	.175681	8.20374
X(-2)	-.573655	.313530	-1.82966
X(-3)	-.130897	.319979	-.409079
X(-4)	.150054	.314314	.477402
X(-5)	-.173373	.322747	-.537178
X(-6)	.421196	.351348	1.19880
X(-7)	-.326265	.347261	-.939538
X(-8)	.130454	.191248	.682121

BI2. EMPRÉSTIMOS E OUTROS CRÉDITOS A PARTICULARES (mais de 5 anos)

Regressão de Cointegração entre TAPART e TVIPC(-8)

PROGRAM

OPTIONS CRT;

SUPRES SMPL;

LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\TA-PARTR.DAT') Y;

LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\IPC-R.DAT') X;

DY=Y-Y(-1);

REGOPT(PVPRINT,STARS,LMLAGS=8);

OLS DY C Y(-1) DY(-1);

OLS Y C X(-8);RES=@RES;

DRES=@RES-@RES(-1);

OLS DRES @RES(-1);

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DY

Current sample: 3 to 109

Number of observations: 107

Mean of dependent variable = -.074766

Std. dev. of dependent var. = .440217

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = 1.12855 [.288]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = 3.74684 [.154]

Sum of squared residuals = 19.8179
Variance of residuals = .190557
Std. error of regression = .436528
R-squared = .035245
Adjusted R-squared = .016692
Durbin-Watson statistic = 2.03025
Durbin's h alternative = -1.06143 [.288]
F-statistic (zero slopes) = 1.89968 [.155]
Akaike Information Crit. = 1.20771
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.55523
Log of likelihood function = -61.6123

Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 7.20569 [.066]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 10.0485 * [.040]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 10.9394 [.053]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 11.3377 [.078]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 11.5981 [.115]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 12.4355 [.133]

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	-.206465	.259130	-.796762	[.427]
Y(-1)	.700093E-02	.015017	.466205	[.642]
DY(-1)	-.189070	.097244	-1.94428	[.055]

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Current sample: 9 to 109

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 16.7594

Std. dev. of dependent var. = 2.95223

Sum of squared residuals = 81.5869

Variance of residuals = .824110

Std. error of regression = .907805

R-squared = .906390

Adjusted R-squared = .905445

Durbin-Watson statistic = .377702

F-statistic (zero slopes) = 958.582 ** [.000]

Akaike Information Crit. = 2.66403

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.122064

Log of likelihood function = -132.533

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	8.66510	.276601	31.3271	** [.000]
X(-8)	.888324	.028692	30.9610	** [.000]

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES

Current sample: 10 to 109

Number of observations: 100

Mean of dependent variable = -.020472

Std. dev. of dependent var. = .557534

Sum of squared residuals = 27.7195

Variance of residuals = .279995

Std. error of regression = .529146

R-squared = .100402

Adjusted R-squared = .100402

Durbin-Watson statistic = 1.92044

Akaike Information Crit. = 1.57484

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.23698

Log of likelihood function = -77.7422

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = .080766 [.776]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = .240937 [.887]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = .437944 [.932]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = .297566 [.990]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = .330849 [.997]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = .849178 [.991]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = .828887 [.997]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 1.60673 [.991]

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
@RES(-1)	-.195606	.058824	-3.32527	** [.001]

Causalidade entre TAPART e TVIPC (Jun/87 - Jun/96)

NOTAÇÃO: Y = TAPART e X = TVIPC

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 16.8248

Std. dev. of dependent var. = 2.91395

Sum of squared residuals = 14.3156

Variance of residuals = .149121

Std. error of regression = .386162

R-squared = .983789

Ljung-Box Q-statistic1 = .474130E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .764299E-02

Ljung-Box Q-statistic3 = .055283

Ljung-Box Q-statistic4 = .124444

Ljung-Box Q-statistic5 = .390548

Ljung-Box Q-statistic6 = .537992

Ljung-Box Q-statistic7 = .562366

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.21209

Ljung-Box Q-statistic9 = 1.26025

Ljung-Box Q-statistic10 = 1.34648

Ljung-Box Q-statistic11 = 1.87820

Ljung-Box Q-statistic12 = 2.13208

Adjusted R-squared = .982438

Durbin-Watson statistic = 1.98597

Durbin's h alternative = .190146

F-statistic (zero slopes) = 728.235

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.59370

Log of likelihood function = -44.3765

Ljung-Box Q-statistic13 = 2.48203

Ljung-Box Q-statistic14 = 2.57700

Ljung-Box Q-statistic15 = 3.41133

Ljung-Box Q-statistic16 = 3.56045

Ljung-Box Q-statistic17 = 6.74676

Ljung-Box Q-statistic18 = 15.6349

Ljung-Box Q-statistic19 = 17.0757

Ljung-Box Q-statistic20 = 17.5687

Ljung-Box Q-statistic21 = 18.1558

Ljung-Box Q-statistic22 = 18.5019

Ljung-Box Q-statistic23 = 19.7547

Ljung-Box Q-statistic24 = 19.8825

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.939441	.316985	2.96368
X(-1)	-.018338	.079501	-.230658
X(-2)	.132019	.128488	1.02748
X(-3)	-.077425	.129258	-.598999
X(-4)	.115205	.086396	1.33345
Y(-1)	.557431	.100138	5.56662
Y(-2)	.054118	.112473	.481168
Y(-3)	.241854	.110984	2.17919
Y(-4)	.507927E-02	.093137	.054536

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 16.8248

Std. dev. of dependent var. = 2.91395

Sum of squared residuals = 19.0344

Variance of residuals = .190344

Std. error of regression = .436284

R-squared = .97844

Adjusted R-squared = .977583

Durbin-Watson statistic = 2.02749

Durbin's h alternative = -1.71514

F-statistic (zero slopes) = 1134.84

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.48610

Log of likelihood function = -59.3335

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.168638	.271004	-.622271
Y(-1)	.820071	.098626	8.31498
Y(-2)	.111172	.125948	.882678
Y(-3)	.231526	.125364	1.84683
Y(-4)	-.157701	.099564	-1.58391

Equation 3
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 16.7594

Std. dev. of dependent var. = 2.95223

Sum of squared residuals = 13.2870

Variance of residuals = .158178

Std. error of regression = .397717

R-squared = .984755

Ljung-Box Q-statistic1 = .538465E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .018258

Ljung-Box Q-statistic3 = .112997

Ljung-Box Q-statistic4 = .365915

Ljung-Box Q-statistic5 = .409058

Ljung-Box Q-statistic6 = .419958

Ljung-Box Q-statistic7 = .500274

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.52456

Ljung-Box Q-statistic9 = 1.61909

Ljung-Box Q-statistic10 = 1.69180

Ljung-Box Q-statistic11 = 3.19920

Ljung-Box Q-statistic12 = 4.21572

Adjusted R-squared = .981851

Durbin-Watson statistic = 1.98204

Durbin's h alternative = .426048

F-statistic (zero slopes) = 339.125

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.25153

Log of likelihood function = -40.8819

Ljung-Box Q-statistic13 = 4.40454

Ljung-Box Q-statistic14 = 4.50898

Ljung-Box Q-statistic15 = 4.53874

Ljung-Box Q-statistic16 = 4.57735

Ljung-Box Q-statistic17 = 6.80991

Ljung-Box Q-statistic18 = 17.0700

Ljung-Box Q-statistic19 = 18.1795

Ljung-Box Q-statistic20 = 20.1969

Ljung-Box Q-statistic21 = 20.2515

Ljung-Box Q-statistic22 = 20.9581

Ljung-Box Q-statistic23 = 21.0452

Ljung-Box Q-statistic24 = 21.0602

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.27376	.397826	3.20180
X(-1)	-.017140	.087842	-.195126
X(-2)	.125625	.143421	.875918
X(-3)	-.079727	.141711	-.562604
X(-4)	.161091	.141430	1.13902
X(-5)	-.130925	.142439	-.919167
X(-6)	.019175	.142740	.134334
X(-7)	.147930E-02	.142401	.010388
X(-8)	.105926	.096056	1.10276
Y(-1)	.520435	.108316	4.80480
Y(-2)	.050551	.122127	.413918
Y(-3)	.282460	.121824	2.31859
Y(-4)	.027485	.124521	.220724
Y(-5)	.023342	.123112	.189600
Y(-6)	-.070875	.119831	-.591459
Y(-7)	.579695E-03	.119507	.485073E-02
Y(-8)	-.013482	.099078	-.136075

Equation 4
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 16.7594

Std. dev. of dependent var. = 2.95223

Sum of squared residuals = 17.3239

Variance of residuals = .188303

Std. error of regression = .433939

R-squared = .980123

Adjusted R-squared = .978395

Durbin-Watson statistic = 2.01200

Durbin's h alternative = -.784450

F-statistic (zero slopes) = 567.064

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.35179

Log of likelihood function = -54.2796

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.063636	.291312	.218447

Y(-1)	.735064	.103907	7.07428
Y(-2)	.135674	.129044	1.05138
Y(-3)	.305161	.129529	2.35594
Y(-4)	.036981	.133349	.277327
Y(-5)	-.012603	.132312	-.095249
Y(-6)	-.087636	.128886	-.679949
Y(-7)	-.040004	.127617	-.313467
Y(-8)	-.078591	.103806	-.757094

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952

Std. dev. of dependent var. = 3.49616

Sum of squared residuals = 23.0074

Variance of residuals = .239660

Std. error of regression = .489551

R-squared = .981901

Ljung-Box Q-statistic1 = .024716

Ljung-Box Q-statistic2 = .028033

Ljung-Box Q-statistic3 = .378796

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.39535

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.65873

Ljung-Box Q-statistic6 = 3.06278

Ljung-Box Q-statistic7 = 3.23451

Ljung-Box Q-statistic8 = 3.81814

Ljung-Box Q-statistic9 = 6.71233

Ljung-Box Q-statistic10 = 7.02704

Ljung-Box Q-statistic11 = 7.11257

Ljung-Box Q-statistic12 = 20.4765

Adjusted R-squared = .980393

Durbin-Watson statistic = 1.94923

Durbin's h alternative = .699699

F-statistic (zero slopes) = 651.023

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.11923

Log of likelihood function = -69.2859

Ljung-Box Q-statistic13 = 24.1183

Ljung-Box Q-statistic14 = 25.1605

Ljung-Box Q-statistic15 = 25.2387

Ljung-Box Q-statistic16 = 25.8216

Ljung-Box Q-statistic17 = 26.1851

Ljung-Box Q-statistic18 = 36.1234

Ljung-Box Q-statistic19 = 36.1352

Ljung-Box Q-statistic20 = 36.6781

Ljung-Box Q-statistic21 = 39.0893

Ljung-Box Q-statistic22 = 40.2695

Ljung-Box Q-statistic23 = 40.3347

Ljung-Box Q-statistic24 = 40.5003

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.220810	.401853	.549479
Y(-1)	.270542E-02	.126949	.021311
Y(-2)	-.639655E-02	.142586	-.044861
Y(-3)	-.055978	.140698	-.397856
Y(-4)	.035195	.118073	.298080
X(-1)	1.26767	.100787	12.5777
X(-2)	-.226250	.162889	-1.38899
X(-3)	-.196009	.163865	-1.19616
X(-4)	.171196	.109528	1.56304

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952

Std. dev. of dependent var. = 3.49616

Sum of squared residuals = 23.1571

Variance of residuals = .231571

Std. error of regression = .481218

R-squared = .981783

Adjusted R-squared = .981055

Durbin-Watson statistic = 1.94867

Durbin's h alternative = 1.02332

F-statistic (zero slopes) = 1347.37

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.29004

Log of likelihood function = -69.6263

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.026828	.135445	-.198076

X(-1)	1.26835	.098952	12.8178
X(-2)	-.226365	.159997	-1.41481
X(-3)	-.191043	.160234	-1.19227
X(-4)	.146913	.101629	1.44558

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 20.2943

Variance of residuals = .241598

Std. error of regression = .491527

R-squared = .984012

Ljung-Box Q-statistic1 = .149728E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .164053

Ljung-Box Q-statistic3 = .610822

Ljung-Box Q-statistic4 = .682464

Ljung-Box Q-statistic5 = .686229

Ljung-Box Q-statistic6 = .686267

Ljung-Box Q-statistic7 = 1.37725

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.90302

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.57316

Ljung-Box Q-statistic10 = 2.58562

Ljung-Box Q-statistic11 = 3.08221

Ljung-Box Q-statistic12 = 12.0214

Adjusted R-squared = .980967

Durbin-Watson statistic = 1.98380

Durbin's h alternative = .553510

F-statistic (zero slopes) = 323.119

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.827980

Log of likelihood function = -62.2713

Ljung-Box Q-statistic13 = 13.7911

Ljung-Box Q-statistic14 = 15.4835

Ljung-Box Q-statistic15 = 15.4901

Ljung-Box Q-statistic16 = 15.6856

Ljung-Box Q-statistic17 = 17.0679

Ljung-Box Q-statistic18 = 22.0166

Ljung-Box Q-statistic19 = 22.4107

Ljung-Box Q-statistic20 = 23.0301

Ljung-Box Q-statistic21 = 24.0841

Ljung-Box Q-statistic22 = 24.1631

Ljung-Box Q-statistic23 = 24.1811

Ljung-Box Q-statistic24 = 24.5775

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.167983	.491662	.341664
Y(-1)	-.014424	.133864	-.107753
Y(-2)	.058021	.150933	.384415
Y(-3)	-.087562	.150559	-.581582
Y(-4)	.047341	.153892	.307626
Y(-5)	-.029927	.152151	-.196693
Y(-6)	-.218850	.148096	-1.47776
Y(-7)	.245927	.147695	1.66510
Y(-8)	-.023387	.122448	-.190997
X(-1)	1.32722	.108561	12.2256
X(-2)	-.285126	.177250	-1.60860
X(-3)	-.268829	.175137	-1.53497
X(-4)	.364714	.174789	2.08659
X(-5)	-.092857	.176036	-.527488
X(-6)	-.215457	.176408	-1.22136
X(-7)	.300791	.175990	1.70914
X(-8)	-.111573	.118712	-.939859

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 21.4387

Variance of residuals = .233030

Std. error of regression = .482732

R-squared = .983110

Adjusted R-squared = .981642

Durbin-Watson statistic = 1.98215

Durbin's h alternative = .244766

F-statistic (zero slopes) = 669.387

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.13867

Log of likelihood function = -65.0418

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.011389	.147702	.077109
X(-1)	1.30871	.103464	12.6490
X(-2)	-.266219	.169407	-1.57147
X(-3)	-.257316	.170421	-1.50989
X(-4)	.349088	.170300	2.04984
X(-5)	-.094684	.169269	-.559369
X(-6)	-.198423	.169255	-1.17233
X(-7)	.281039	.168708	1.66583
X(-8)	-.127441	.105748	-1.20515

Causalidade entre TAPART e TVIPC
(subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96)

NOTAÇÃO: Y = TAPART e X = TVIPC
JUN/87 - ABR/92

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 18.8473

Std. dev. of dependent var. = 1.36990

Sum of squared residuals = 7.51569

Variance of residuals = .163385

Std. error of regression = .404209

R-squared = .925835

Ljung-Box Q-statistic1 = .015590

Ljung-Box Q-statistic2 = .015621

Ljung-Box Q-statistic3 = .274153

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.20271

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.32230

Ljung-Box Q-statistic6 = 2.10728

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.35317

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.52850

Ljung-Box Q-statistic9 = 3.69469

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.99079

Ljung-Box Q-statistic11 = 6.67998

Ljung-Box Q-statistic12 = 6.83949

Adjusted R-squared = .912936

Durbin-Watson statistic = 1.93211

Durbin's h alternative = .446200

F-statistic (zero slopes) = 71.7795

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.33459

Log of likelihood function = -23.3073

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.846847	.932633	.908018
X(-1)	.011863	.101227	.117190
X(-2)	.812339E-02	.146684	.055380
X(-3)	-.071473	.149592	-.477784
X(-4)	.219938	.107126	2.05309
Y(-1)	.485643	.141315	3.43659
Y(-2)	.200428	.158369	1.26557
Y(-3)	.108235	.158327	.683613
Y(-4)	.058795	.137601	.427283

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 18.8473
 Std. dev. of dependent var. = 1.36990
 Sum of squared residuals = 10.6061
 Variance of residuals = .212121
 Std. error of regression = .460566
 R-squared = .895339

Adjusted R-squared = .886966
 Durbin-Watson statistic = 1.92571
 Durbin's h alternative = -.751233
 F-statistic (zero slopes) = 106.933
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.28160
 Log of likelihood function = -32.7792

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.959895	.900055	1.06648
Y(-1)	.741767	.145859	5.08550
Y(-2)	.260290	.179560	1.44960
Y(-3)	.045174	.179141	.252170
Y(-4)	-.098334	.146913	-.669338

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 18.8765

Std. dev. of dependent var. = 1.41811

Sum of squared residuals = 6.36209

Variance of residuals = .187120

Std. error of regression = .432574

R-squared = .936728

Ljung-Box Q-statistic1 = .020123

Ljung-Box Q-statistic2 = .035528

Ljung-Box Q-statistic3 = .846391

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.15376

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.21924

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.70632

Adjusted R-squared = .906953

Durbin-Watson statistic = 1.89806

Durbin's h alternative = .262338

F-statistic (zero slopes) = 31.4603

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.770860

Log of likelihood function = -19.2884

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.18976

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.61005

Ljung-Box Q-statistic9 = 3.05174

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.86857

Ljung-Box Q-statistic11 = 8.41522

Ljung-Box Q-statistic12 = 8.90187

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.84234	1.35802	1.35664
X(-1)	-.756949E-02	.124292	-.060901
X(-2)	.046491	.179127	.259543
X(-3)	-.117776	.169653	-.694217
X(-4)	.293646	.169711	1.73027
X(-5)	-.049351	.181047	-.272588
X(-6)	-.127494	.175476	-.726562
X(-7)	-.015096	.181744	-.083061
X(-8)	.221549	.133300	1.66204
Y(-1)	.447057	.168736	2.64945
Y(-2)	.240654	.185292	1.29878
Y(-3)	.039423	.193689	.203538
Y(-4)	-.072250	.190646	-.378972
Y(-5)	.123246	.176846	.696912
Y(-6)	-.073594	.177884	-.413721
Y(-7)	.025668	.182485	.140657
Y(-8)	.023629	.160011	.147674

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 18.8765

Std. dev. of dependent var. = 1.41811

Sum of squared residuals = 9.20675

Adjusted R-squared = .890997

Durbin-Watson statistic = 1.97995

Durbin's h alternative = -1.44043

Variance of residuals = .219208
 Std. error of regression = .468197
 R-squared = .908438

F-statistic (zero slopes) = 52.0880
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.01804
 Log of likelihood function = -28.7127

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.66781	1.00203	1.66443
Y(-1)	.636310	.158825	4.00635
Y(-2)	.251906	.186747	1.34892
Y(-3)	.140478	.192009	.731624
Y(-4)	.086405	.192466	.448939
Y(-5)	.091926	.190182	.483358
Y(-6)	-.133556	.190122	-.702473
Y(-7)	-.055794	.184576	-.302284
Y(-8)	-.105751	.156503	-.675711

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Std. dev. of dependent var. = 1.88187

Sum of squared residuals = 16.3630

Variance of residuals = .355717

Std. error of regression = .596420

R-squared = .914436

Ljung-Box Q-statistic1 = .669875E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .078953

Ljung-Box Q-statistic3 = .399993

Ljung-Box Q-statistic4 = .952322

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.30244

Ljung-Box Q-statistic6 = 3.32914

Adjusted R-squared = .899556

Durbin-Watson statistic = 1.92371

Durbin's h alternative = .094844

F-statistic (zero slopes) = 61.4514

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.556568

Log of likelihood function = -44.7030

Ljung-Box Q-statistic7 = 3.40048

Ljung-Box Q-statistic8 = 4.07595

Ljung-Box Q-statistic9 = 5.52937

Ljung-Box Q-statistic10 = 6.24734

Ljung-Box Q-statistic11 = 6.76497

Ljung-Box Q-statistic12 = 14.9089

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	3.30235	1.37612	2.39975
Y(-1)	.020561	.208514	.098608
Y(-2)	.042014	.233678	.179794
Y(-3)	-.091298	.233616	-.390803
Y(-4)	-.115256	.203034	-.567667
X(-1)	1.07685	.149363	7.20962
X(-2)	-.149979	.216435	-.692952
X(-3)	-.157124	.220726	-.711851
X(-4)	.178339	.158066	1.12825

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Std. dev. of dependent var. = 1.88187

Sum of squared residuals = 17.8202

Variance of residuals = .356403

Std. error of regression = .596995

R-squared = .906816

Adjusted R-squared = .899362

Durbin-Watson statistic = 1.92752

Durbin's h alternative = 1.22664

F-statistic (zero slopes) = 121.644

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.762699

Log of likelihood function = -47.0491

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.771448	.534221	1.44406
X(-1)	1.16339	.142902	8.14119

X(-2)	-.151376	.216537	-.699077
X(-3)	-.161709	.220438	-.733580
X(-4)	.082805	.146265	.566131

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 12.4476

Variance of residuals = .366106

Std. error of regression = .605067

R-squared = .925837

Ljung-Box Q-statistic1 = .393461E-04

Ljung-Box Q-statistic2 = .225612

Ljung-Box Q-statistic3 = .552194

Ljung-Box Q-statistic4 = .562000

Ljung-Box Q-statistic5 = .701070

Ljung-Box Q-statistic6 = .762447

Adjusted R-squared = .890936

Durbin-Watson statistic = 1.95884

Durbin's h alternative = -.014357

F-statistic (zero slopes) = 26.5280

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.099689

Log of likelihood function = -36.4033

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.12694

Ljung-Box Q-statistic8 = 3.05597

Ljung-Box Q-statistic9 = 3.12909

Ljung-Box Q-statistic10 = 3.14502

Ljung-Box Q-statistic11 = 3.18708

Ljung-Box Q-statistic12 = 8.38147

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	2.95048	1.89954	1.55326
Y(-1)	.093342	.236021	.395481
Y(-2)	.159652	.259179	.615991
Y(-3)	-.181815	.270924	-.671093
Y(-4)	.128816	.266668	.483058
Y(-5)	-.089908	.247365	-.363462
Y(-6)	-.505901	.248817	-2.03322
Y(-7)	.219949	.255253	.861690
Y(-8)	.085011	.223817	.379825
X(-1)	1.10589	.173854	6.36102
X(-2)	-.155366	.250555	-.620089
X(-3)	-.242246	.237303	-1.02083
X(-4)	.365789	.237385	1.54091
X(-5)	-.076723	.253241	-.302964
X(-6)	-.310435	.245449	-1.26476
X(-7)	.314472	.254216	1.23702
X(-8)	-.109024	.186454	-.584724

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 15.1891

Variance of residuals = .361646

Std. error of regression = .601370

R-squared = .909503

Adjusted R-squared = .892265

Durbin-Watson statistic = 1.96879

Durbin's h alternative = .055819

F-statistic (zero slopes) = 52.7627

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.517395

Log of likelihood function = -41.4791

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.26090	.631120	1.99788
X(-1)	1.16047	.153436	7.56323
X(-2)	-.172860	.232152	-.744597
X(-3)	-.205517	.232862	-.882571
X(-4)	.333075	.232063	1.43528

X(-5)	-.076450	.232800	-.328392
X(-6)	-.269154	.229696	-1.17179
X(-7)	.265794	.233627	1.13768
X(-8)	-.142933	.155167	-.921161

MAI/92 - JUN/96

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 14.2326

Std. dev. of dependent var. = 2.25704

Sum of squared residuals = 1.33957

Variance of residuals = .036205

Std. error of regression = .190275

R-squared = .994156

Ljung-Box Q-statistic1 = .038527

Ljung-Box Q-statistic2 = 1.63365

Ljung-Box Q-statistic3 = 2.60467

Ljung-Box Q-statistic4 = 3.12739

Ljung-Box Q-statistic5 = 3.68201

Ljung-Box Q-statistic6 = 6.25185

Adjusted R-squared = .992893

Durbin-Watson statistic = 1.90229

Durbin's h alternative = -.794642

F-statistic (zero slopes) = 786.853

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.78721

Log of likelihood function = 16.0636

Ljung-Box Q-statistic7 = 6.50299

Ljung-Box Q-statistic8 = 6.92527

Ljung-Box Q-statistic9 = 7.14403

Ljung-Box Q-statistic10 = 10.6839

Ljung-Box Q-statistic11 = 10.8718

Ljung-Box Q-statistic12 = 10.9887

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.672937	.319725	2.10474
X(-1)	.086925	.107736	.806833
X(-2)	.088108	.187156	.470774
X(-3)	-.215758	.185238	-1.16476
X(-4)	.150149	.113874	1.31856
Y(-1)	.949984	.119133	7.97413
Y(-2)	.082911	.137360	.603604
Y(-3)	.178240	.121461	1.46747
Y(-4)	-.305480	.077692	-3.93196

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 14.2326

Std. dev. of dependent var. = 2.25704

Sum of squared residuals = 1.60142

Variance of residuals = .039059

Std. error of regression = .197633

R-squared = .993014

Adjusted R-squared = .992333

Durbin-Watson statistic = 1.67875

Durbin's h alternative = -.063482

F-statistic (zero slopes) = 1457.03

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.94160

Log of likelihood function = 11.9571

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.126234	.191899	.657811
Y(-1)	.999343	.116540	8.57507
Y(-2)	.110582	.135600	.815500
Y(-3)	.188091	.120923	1.55546
Y(-4)	-.312350	.079064	-3.95059

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 13.8262

Std. dev. of dependent var. = 1.90865

Sum of squared residuals = .927144

Variance of residuals = .037086

Std. error of regression = .192577

R-squared = .993793

Ljung-Box Q-statistic1 = .035046

Ljung-Box Q-statistic2 = .504596

Ljung-Box Q-statistic3 = 1.86931

Ljung-Box Q-statistic4 = 2.04349

Ljung-Box Q-statistic5 = 2.35900

Ljung-Box Q-statistic6 = 4.12872

Adjusted R-squared = .989820

Durbin-Watson statistic = 1.97858

Durbin's h alternative = -.161988

F-statistic (zero slopes) = 250.153

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.30045

Log of likelihood function = 20.4842

Ljung-Box Q-statistic7 = 4.32558

Ljung-Box Q-statistic8 = 6.50378

Ljung-Box Q-statistic9 = 6.81758

Ljung-Box Q-statistic10 = 7.95756

Ljung-Box Q-statistic11 = 8.39449

Ljung-Box Q-statistic12 = 10.4833

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	1.21611	.478618	2.54088
X(-1)	.042422	.130808	.324305
X(-2)	.047680	.225373	.211559
X(-3)	-.063470	.234388	-.270793
X(-4)	-.765725E-02	.231706	-.033047
X(-5)	.045998	.232229	.198072
X(-6)	-.037443	.246290	-.152029
X(-7)	.069559	.240380	.289372
X(-8)	.048262	.146357	.329756
Y(-1)	.799265	.208392	3.83539
Y(-2)	.353889	.260799	1.35694
Y(-3)	-.077855	.285234	-.272950
Y(-4)	-.235693	.283992	-.829928
Y(-5)	-.118892	.265259	-.448211
Y(-6)	.152684	.172615	.884537
Y(-7)	.044544	.153065	.291013
Y(-8)	-.071263	.112678	-.632444

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 13.8262

Std. dev. of dependent var. = 1.90865

Sum of squared residuals = 1.10783

Variance of residuals = .033571

Std. error of regression = .183223

R-squared = .992583

Adjusted R-squared = .990785

Durbin-Watson statistic = 1.97442

Durbin's h alternative = .383083

F-statistic (zero slopes) = 552.021

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.83434

Log of likelihood function = 16.7452

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.438669	.224676	1.95245
Y(-1)	.965518	.176887	5.45840
Y(-2)	.313083	.242915	1.28886
Y(-3)	-.170732	.246866	-.691598
Y(-4)	-.249293	.240281	-1.03750
Y(-5)	-.090978	.203074	-.448003
Y(-6)	.199566	.137294	1.45357
Y(-7)	.051145	.127547	.400992
Y(-8)	-.058912	.093022	-.633313

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 2.93005

Variance of residuals = .079191

Std. error of regression = .281408

R-squared = .978423

Ljung-Box Q-statistic1 = .861050E-03

Ljung-Box Q-statistic2 = .720291

Ljung-Box Q-statistic3 = .789117

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.02007

Ljung-Box Q-statistic5 = 3.76571

Ljung-Box Q-statistic6 = 3.86485

Adjusted R-squared = .973758

Durbin-Watson statistic = 1.96005

Durbin's h alternative = -.280432

F-statistic (zero slopes) = 209.729

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.00454

Log of likelihood function = -1.93788

Ljung-Box Q-statistic7 = 3.96130

Ljung-Box Q-statistic8 = 4.65657

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.71694

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.73680

Ljung-Box Q-statistic11 = 4.86413

Ljung-Box Q-statistic12 = 7.30391

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.113977	.472859	-.241038
Y(-1)	-.271765	.176193	-1.54243
Y(-2)	.278706	.203149	1.37193
Y(-3)	-.132022	.179635	-.734946
Y(-4)	.153162	.114902	1.33297
X(-1)	1.44371	.159337	9.06073
X(-2)	-.509969	.276795	-1.84241
X(-3)	-.235748	.273959	-.860522
X(-4)	.218459	.168414	1.29715

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 3.26399

Variance of residuals = .079610

Std. error of regression = .282152

R-squared = .975964

Adjusted R-squared = .973619

Durbin-Watson statistic = 2.01824

Durbin's h alternative = -.529679

F-statistic (zero slopes) = 416.201

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.22953

Log of likelihood function = -4.42029

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.119882	.136749	.876656
X(-1)	1.44109	.147882	9.74483
X(-2)	-.441119	.263191	-1.67604
X(-3)	-.380350	.262908	-1.44671
X(-4)	.338345	.149768	2.25912

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.16919

Variance of residuals = .086768

Std. error of regression = .294563

Adjusted R-squared = .957772

Durbin-Watson statistic = 2.07882

Durbin's h alternative = -.068581

F-statistic (zero slopes) = 59.1202

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.45045

R-squared = .974251
 Log of likelihood function = 2.63420
 Ljung-Box Q-statistic1 = .189760
 Ljung-Box Q-statistic7 = 1.26573
 Ljung-Box Q-statistic2 = .192555
 Ljung-Box Q-statistic8 = 1.27220
 Ljung-Box Q-statistic3 = .193618
 Ljung-Box Q-statistic9 = 1.32150
 Ljung-Box Q-statistic4 = .215461
 Ljung-Box Q-statistic10 = 1.48978
 Ljung-Box Q-statistic5 = .760463
 Ljung-Box Q-statistic11 = 1.59095
 Ljung-Box Q-statistic6 = .761513
 Ljung-Box Q-statistic12 = 5.11429

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.175519	.732090	-.239751
Y(-1)	-.193156	.318755	-.605972
Y(-2)	.376414	.398916	.943592
Y(-3)	-.509595	.436292	-1.16801
Y(-4)	.356739	.434391	.821238
Y(-5)	-.302448	.405738	-.745426
Y(-6)	.210325	.264030	.796595
Y(-7)	.150815	.234127	.644157
Y(-8)	-.030304	.172352	-.175824
X(-1)	1.37360	.200083	6.86514
X(-2)	-.637738	.344729	-1.84997
X(-3)	.044254	.358517	.123435
X(-4)	-.178258E-02	.354415	-.502964E-02
X(-5)	-.100193	.355216	-.282061
X(-6)	.373772	.376723	.992166
X(-7)	-.262996	.367683	-.715279
X(-8)	.036996	.223866	.165257

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.92735

Variance of residuals = .088708

Std. error of regression = .297838

R-squared = .965252

Adjusted R-squared = .956828

Durbin-Watson statistic = 2.01645

Durbin's h alternative = -1.01822

F-statistic (zero slopes) = 114.586

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.86264

Log of likelihood function = -3.66040

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.179222	.170563	1.05077
X(-1)	1.44124	.175681	8.20374
X(-2)	-.573655	.313530	-1.82966
X(-3)	-.130897	.319979	-.409079
X(-4)	.150054	.314314	.477402
X(-5)	-.173373	.322747	-.537178
X(-6)	.421196	.351348	1.19880
X(-7)	-.326265	.347261	-.939538
X(-8)	.130454	.191248	.682121

BII - TAXAS DE JURO PASSIVAS

BII1. DEPÓSITOS A PRAZO (de 180 dias a 1 ano)

Regressão de Cointegração entre TPDP e TVIPC(-7)

```
PROGRAM
*****
OPTIONS CRT;
SUPRES SMPL;
LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\TP-CPR.DAT') Y;
LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\IPC-R.DAT') X;
DY=Y-Y(-1);
REGOPT(PVPRINT,STARS,LMLAGS=8) ALL;
OLS DY C Y(-1) DY(-1) DY(-2) DY(-3) DY(-4) DY(-5);
OLS Y C X(-7);RES=@RES;
DRES=@RES-@RES(-1);
OLS DRES @RES(-1) DRES(-1) DRES(-2);
*****
```

Equation 1
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DY
Current sample: 7 to 109
Number of observations: 103
Mean of dependent variable = -.075728
Std. dev. of dependent var. = .274207
Sum of squared residuals = 6.11021
Variance of residuals = .063648
Std. error of regression = .252286
R-squared = .203292
Adjusted R-squared = .153498
Durbin-Watson statistic = 2.06108
Durbin's h alternative = -1.23106 [.218]
F-statistic (zero slopes) = 4.08265 ** [.001]
Akaike Information Crit. = .149031
Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = 1.51752 [.218]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = 1.88677 [.389]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 3.43362 [.329]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 4.16977 [.384]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 4.46000 [.485]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 5.16686 [.523]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 5.08048 [.650]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 5.14241 [.742]
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.50979
Log of likelihood function = -.675117
Estimated Standard
Variable Coefficient Error t-statistic P-value
C -.025421 .124863 -.203589 [.839]
Y(-1) -.402341E-03 .973954E-02 -.041310 [.967]
DY(-1) .187359 .099621 1.88071 [.063]
DY(-2) .028555 .100126 .285196 [.776]
DY(-3) .271450 .097071 2.79642 ** [.006]
DY(-4) -.102543 .100942 -1.01586 [.312]
DY(-5) .253284 .100394 2.52290 * [.013]

Equation 2
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
Current sample: 8 to 109
Number of observations: 102
Mean of dependent variable = 11.9510
Std. dev. of dependent var. = 2.84319
Sum of squared residuals = 142.161
Variance of residuals = 1.42161
Std. error of regression = 1.19231
R-squared = .825880
Adjusted R-squared = .824139
Durbin-Watson statistic = .139460
F-statistic (zero slopes) = 474.317 ** [.000]
Akaike Information Crit. = 3.20908
Schwarz Bayes. Info. Crit. = .422674
Log of likelihood function = -161.663

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	4.61265	.357031	12.9194	** [.000]
X(-7)	.809900	.037188	21.7788	** [.000]

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES

Current sample: 11 to 109

Number of observations: 99

Mean of dependent variable = -.028743

Std. dev. of dependent var. = .443341

Sum of squared residuals = 17.7221

Variance of residuals = .184605

Std. error of regression = .429657

R-squared = .082418

Adjusted R-squared = .063302

Durbin-Watson statistic = 1.98601

Durbin's h alternative = .449608 [.653]

F-statistic (zero slopes) = 4.17085 * [.018]

Akaike Information Crit. = 1.17818

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.58106

Log of likelihood function = -55.3197

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = -.107085 [1.00]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = .839515 [.657]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 1.17941 [.758]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 1.35759 [.852]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 1.88852 [.864]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 3.66742 [.722]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 11.3919 [.122]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 12.5443 [.129]

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
@RES(-1)	-.091444	.038785	-2.35768	* [.020]
DRES(-1)	.202976	.100339	2.02291	* [.046]
DRES(-2)	.080124	.100350	.798441	[.427]

Regressão de Cointegração entre TPDP e TVIPC(-7) (Mai/92 - Jun/96)

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Current sample: 8 to 50

Number of observations: 43

Mean of dependent variable = 8.99535

Std. dev. of dependent var. = 1.80079

Sum of squared residuals = 24.5318

Variance of residuals = .598336

Std. error of regression = .773522

R-squared = .819883

Adjusted R-squared = .815490

Durbin-Watson statistic = .207454

F-statistic (zero slopes) = 186.630 ** [.000]

Akaike Information Crit. = 2.36967

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.386291

Log of likelihood function = -48.9479

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	3.65230	.408512	8.94050	** [.000]
X(-7)	.883658	.064684	13.6612	** [.000]

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES

Current sample: 10 to 50

Number of observations: 41

Mean of dependent variable = -.052476

Std. dev. of dependent var. = .351748

Sum of squared residuals = 2.88831

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = 1.29940 [.254]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = 2.36822 [.306]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 1.63854 [.651]

Variance of residuals = .074059
 Std. error of regression = .272138
 R-squared = .421864
 Adjusted R-squared = .407040
 Durbin-Watson statistic = 1.65307
 Durbin's h = 1.42063 [.155]
 Durbin's h alternative = 1.09130 [.275]
 F-statistic (zero slopes) = 27.8259 ** [.000]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 2.45344 [.653]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 8.35560 [.138]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 9.73793 [.136]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 8.02955 [.330]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 8.53213 [.383]
 Akaike Information Crit. = .282537
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.47175
 Log of likelihood function = -3.79200

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
@RES(-1)	-.190128	.058639	-3.24235	** [.002]
DRES(-1)	.608713	.123560	4.92646	** [.000]

Causalidade entre TPDP e TVIPC (Jun/87 - Jun/96)

NOTAÇÃO: Y = TPDP e X = TVIPC

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 12.0105

Std. dev. of dependent var. = 2.82349

Sum of squared residuals = 5.78224

Variance of residuals = .060232

Std. error of regression = .245421

R-squared = .993026

Ljung-Box Q-statistic1 = .061685

Ljung-Box Q-statistic2 = .304440

Ljung-Box Q-statistic3 = .493916

Ljung-Box Q-statistic4 = 2.76403

Ljung-Box Q-statistic5 = 7.10755

Ljung-Box Q-statistic6 = 9.89090

Ljung-Box Q-statistic7 = 10.3419

Ljung-Box Q-statistic8 = 10.4973

Ljung-Box Q-statistic9 = 12.3730

Ljung-Box Q-statistic10 = 12.8034

Ljung-Box Q-statistic11 = 12.8410

Ljung-Box Q-statistic12 = 12.9593

Adjusted R-squared = .992445

Durbin-Watson statistic = 1.94652

Durbin's h alternative = .858052

F-statistic (zero slopes) = 1708.65

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.50026

Log of likelihood function = 3.21787

Ljung-Box Q-statistic13 = 12.9792

Ljung-Box Q-statistic14 = 14.8625

Ljung-Box Q-statistic15 = 15.6051

Ljung-Box Q-statistic16 = 16.4023

Ljung-Box Q-statistic17 = 17.9300

Ljung-Box Q-statistic18 = 20.1146

Ljung-Box Q-statistic19 = 20.3713

Ljung-Box Q-statistic20 = 22.8637

Ljung-Box Q-statistic21 = 22.9569

Ljung-Box Q-statistic22 = 24.0554

Ljung-Box Q-statistic23 = 25.5218

Ljung-Box Q-statistic24 = 25.8081

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.095355	.126511	.753725
X(-1)	.041384	.050928	.812597
X(-2)	.012749	.082655	.154244
X(-3)	.024051	.082125	.292854
X(-4)	-.029775	.053433	-.557228
Y(-1)	1.02880	.098746	10.4187
Y(-2)	-.035378	.142859	-.247642
Y(-3)	.203474	.144018	1.41283
Y(-4)	-.243777	.095707	-2.54710

Equation 2
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 12.0105

Std. dev. of dependent var. = 2.82349

Sum of squared residuals = 6.60808

Variance of residuals = .066081

Std. error of regression = .257062

R-squared = .992030

Adjusted R-squared = .991711

Durbin-Watson statistic = 1.95795

Durbin's h alternative = .672288

F-statistic (zero slopes) = 3111.68

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.54405

Log of likelihood function = -3.79105

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.056223	.123056	-.456891
Y(-1)	1.15396	.096153	12.0012
Y(-2)	-.062858	.148919	-.422096
Y(-3)	.189184	.148940	1.27020
Y(-4)	-.278921	.097937	-2.84795

Equation 3
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 11.9307

Std. dev. of dependent var. = 2.84994

Sum of squared residuals = 5.01517

Variance of residuals = .059704

Std. error of regression = .244345

R-squared = .993825

Adjusted R-squared = .992649

Durbin-Watson statistic = 1.94635

Durbin's h alternative = .753427

F-statistic (zero slopes) = 844.996

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.22585

Log of likelihood function = 8.32122

Ljung-Box Q-statistic1 = .043484

Ljung-Box Q-statistic13 = 2.02004

Ljung-Box Q-statistic2 = .119516

Ljung-Box Q-statistic14 = 2.63214

Ljung-Box Q-statistic3 = .120297

Ljung-Box Q-statistic15 = 3.57454

Ljung-Box Q-statistic4 = .122201

Ljung-Box Q-statistic16 = 4.73290

Ljung-Box Q-statistic5 = .155855

Ljung-Box Q-statistic17 = 6.21579

Ljung-Box Q-statistic6 = .724130

Ljung-Box Q-statistic18 = 7.79648

Ljung-Box Q-statistic7 = .743229

Ljung-Box Q-statistic19 = 7.91918

Ljung-Box Q-statistic8 = .854096

Ljung-Box Q-statistic20 = 10.3905

Ljung-Box Q-statistic9 = 1.41621

Ljung-Box Q-statistic21 = 10.4025

Ljung-Box Q-statistic10 = 1.53722

Ljung-Box Q-statistic22 = 12.0504

Ljung-Box Q-statistic11 = 1.88485

Ljung-Box Q-statistic23 = 12.6941

Ljung-Box Q-statistic12 = 1.96811

Ljung-Box Q-statistic24 = 13.1878

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.193894	.136272	1.42285
X(-1)	.063773	.053299	1.19652
X(-2)	-.298272E-02	.088063	-.033870
X(-3)	.283827E-02	.088310	.032140
X(-4)	-.017262	.088191	-.195733
X(-5)	-.014100	.087484	-.161173
X(-6)	-.024895	.087253	-.285315
X(-7)	.084125	.086544	.972048
X(-8)	-.037150	.055865	-.664996
Y(-1)	1.00887	.107758	9.36235
Y(-2)	-.069596	.153200	-.454284
Y(-3)	.237173	.154215	1.53794
Y(-4)	-.368630	.151740	-2.42935
Y(-5)	.342331	.151991	2.25232
Y(-6)	-.088770	.154887	-.573131

Y(-7)	-.010832	.155119	-.069828
Y(-8)	-.109144	.104159	-1.04787

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 11.9307

Std. dev. of dependent var. = 2.84994

Sum of squared residuals = 5.96908

Variance of residuals = .064881

Std. error of regression = .254718

R-squared = .992651

Adjusted R-squared = .992012

Durbin-Watson statistic = 1.95096

Durbin's h alternative = 1.18199

F-statistic (zero slopes) = 1553.31

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.41728

Log of likelihood function = -.472134

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.015235	.129351	.117777
Y(-1)	1.14582	.103939	11.0240
Y(-2)	-.115180	.158361	-.727326
Y(-3)	.220085	.158388	1.38954
Y(-4)	-.369593	.155414	-2.37812
Y(-5)	.347018	.155354	2.23372
Y(-6)	-.112714	.157800	-.714287
Y(-7)	-.050862	.158412	-.321077
Y(-8)	-.068043	.105960	-.642155

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952

Std. dev. of dependent var. = 3.49616

Sum of squared residuals = 22.7546

Variance of residuals = .237027

Std. error of regression = .486855

R-squared = .982100

Adjusted R-squared = .980608

Durbin-Watson statistic = 1.94477

Durbin's h alternative = 1.13127

F-statistic (zero slopes) = 658.388

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.13028

Log of likelihood function = -68.7060

Ljung-Box Q-statistic1 = .043101	Ljung-Box Q-statistic13 = 23.3850
Ljung-Box Q-statistic2 = .043965	Ljung-Box Q-statistic14 = 24.3546
Ljung-Box Q-statistic3 = .463195	Ljung-Box Q-statistic15 = 24.4413
Ljung-Box Q-statistic4 = 2.03186	Ljung-Box Q-statistic16 = 25.4076
Ljung-Box Q-statistic5 = 2.41806	Ljung-Box Q-statistic17 = 25.9533
Ljung-Box Q-statistic6 = 3.39609	Ljung-Box Q-statistic18 = 35.7796
Ljung-Box Q-statistic7 = 3.61649	Ljung-Box Q-statistic19 = 35.8049
Ljung-Box Q-statistic8 = 3.85412	Ljung-Box Q-statistic20 = 36.3222
Ljung-Box Q-statistic9 = 8.30533	Ljung-Box Q-statistic21 = 39.4027
Ljung-Box Q-statistic10 = 8.80346	Ljung-Box Q-statistic22 = 40.6220
Ljung-Box Q-statistic11 = 8.83086	Ljung-Box Q-statistic23 = 40.7214
Ljung-Box Q-statistic12 = 19.2452	Ljung-Box Q-statistic24 = 40.7602

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.028317	.250967	-.112832
Y(-1)	-.182156	.195887	-.929906
Y(-2)	.367535	.283397	1.29689
Y(-3)	-.168274	.285696	-.588996
Y(-4)	-.015908	.189860	-.083787
X(-1)	1.27337	.101029	12.6040
X(-2)	-.220833	.163967	-1.34681
X(-3)	-.203254	.162916	-1.24760

X(-4) .147269 .105999 1.38935

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952

Std. dev. of dependent var. = 3.49616

Sum of squared residuals = 23.1571

Variance of residuals = .231571

Std. error of regression = .481218

R-squared = .981783

Adjusted R-squared = .981055

Durbin-Watson statistic = 1.94867

Durbin's h alternative = 1.02332

F-statistic (zero slopes) = 1347.37

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.29004

Log of likelihood function = -69.6263

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.026828	.135445	-.198076
X(-1)	1.26835	.098952	12.8178
X(-2)	-.226365	.159997	-1.41481
X(-3)	-.191043	.160234	-1.19227
X(-4)	.146913	.101629	1.44558

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 20.3648

Variance of residuals = .242438

Std. error of regression = .492379

R-squared = .983956

Adjusted R-squared = .980900

Durbin-Watson statistic = 1.97638

Durbin's h alternative = .384576

F-statistic (zero slopes) = 321.982

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.824512

Log of likelihood function = -62.4464

Ljung-Box Q-statistic1 = .734345E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .073554

Ljung-Box Q-statistic3 = .168732

Ljung-Box Q-statistic4 = .346828

Ljung-Box Q-statistic5 = .458751

Ljung-Box Q-statistic6 = .470030

Ljung-Box Q-statistic7 = .576616

Ljung-Box Q-statistic8 = .605718

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.76426

Ljung-Box Q-statistic10 = 3.06724

Ljung-Box Q-statistic11 = 3.31254

Ljung-Box Q-statistic12 = 8.86549

Ljung-Box Q-statistic13 = 10.8966

Ljung-Box Q-statistic14 = 12.0402

Ljung-Box Q-statistic15 = 12.0436

Ljung-Box Q-statistic16 = 12.4026

Ljung-Box Q-statistic17 = 13.9327

Ljung-Box Q-statistic18 = 19.3192

Ljung-Box Q-statistic19 = 19.3277

Ljung-Box Q-statistic20 = 20.2175

Ljung-Box Q-statistic21 = 21.9943

Ljung-Box Q-statistic22 = 22.1027

Ljung-Box Q-statistic23 = 22.4381

Ljung-Box Q-statistic24 = 22.4391

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.076948	.274602	-.280215
Y(-1)	-.173681	.217144	-.799840
Y(-2)	.324699	.308713	1.05178
Y(-3)	-.071857	.310759	-.231229
Y(-4)	-.341452	.305771	-1.11669
Y(-5)	.315803	.306276	1.03111
Y(-6)	-.064932	.312112	-.208040
Y(-7)	.219090	.312579	.700910
Y(-8)	-.192263	.209890	-.916018
X(-1)	1.32103	.107403	12.2997
X(-2)	-.262081	.177456	-1.47688
X(-3)	-.283468	.177954	-1.59293
X(-4)	.365355	.177713	2.05587

X(-5)	-.108707	.176289	-.616643
X(-6)	-.186675	.175824	-1.06171
X(-7)	.300515	.174396	1.72318
X(-8)	-.162290	.112573	-1.44165

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 21.4387

Variance of residuals = .233030

Std. error of regression = .482732

R-squared = .983110

Adjusted R-squared = .981642

Durbin-Watson statistic = 1.98215

Durbin's h alternative = .244766

F-statistic (zero slopes) = 669.387

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.13867

Log of likelihood function = -65.0418

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.011389	.147702	.077109
X(-1)	1.30871	.103464	12.6490
X(-2)	-.266219	.169407	-1.57147
X(-3)	-.257316	.170421	-1.50989
X(-4)	.349088	.170300	2.04984
X(-5)	-.094684	.169269	-.559369
X(-6)	-.198423	.169255	-1.17233
X(-7)	.281039	.168708	1.66583
X(-8)	-.127441	.105748	-1.20515

Causalidade entre TPDP e TVIPC (subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96)

**NOTAÇÃO: Y = TPDP e X = TVIPC
JUN/87 - ABR/92**

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 14.0655

Std. dev. of dependent var. = .706116

Sum of squared residuals = 2.31281

Variance of residuals = .050278

Std. error of regression = .224229

R-squared = .914100

Adjusted R-squared = .899161

Durbin-Watson statistic = 1.93139

Durbin's h alternative = 1.07610

F-statistic (zero slopes) = 61.1881

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.51312

Log of likelihood function = 9.10230

Ljung-Box Q-statistic1 = .024958

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.61599

Ljung-Box Q-statistic2 = .062759

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.66634

Ljung-Box Q-statistic3 = .063081

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.94633

Ljung-Box Q-statistic4 = .859655

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.95069

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.77547

Ljung-Box Q-statistic11 = 5.19519

Ljung-Box Q-statistic6 = 2.61157

Ljung-Box Q-statistic12 = 5.40954

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.118208	.941616	-.125538
X(-1)	.017919	.060263	.297347
X(-2)	.028563	.084192	.339263
X(-3)	.218956E-02	.084504	.025911
X(-4)	-.928727E-02	.061582	-.150811
Y(-1)	.869850	.146525	5.93652

Y(-2) -.191217E-02 .197921 -.966126E-02
Y(-3) .257595 .202599 1.27146
Y(-4) -.147989 .155229 -.953355

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 14.0655

Std. dev. of dependent var. = .706116

Sum of squared residuals = 2.54322

Variance of residuals = .050864

Std. error of regression = .225531

R-squared = .905542

Adjusted R-squared = .897986

Durbin-Watson statistic = 1.94687

Durbin's h alternative = .406718

F-statistic (zero slopes) = 119.834

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.70960

Log of likelihood function = 6.49074

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.698668	.688316	1.01504
Y(-1)	.969622	.138230	7.01457
Y(-2)	-.016221	.194282	-.083490
Y(-3)	.238477	.195794	1.21800
Y(-4)	-.240840	.144159	-1.67065

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 14.0686

Std. dev. of dependent var. = .733618

Sum of squared residuals = 2.09640

Variance of residuals = .061659

Std. error of regression = .248312

R-squared = .922095

Adjusted R-squared = .885435

Durbin-Watson statistic = 1.92834

Durbin's h alternative = -.649299

F-statistic (zero slopes) = 25.1520

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.88100

Log of likelihood function = 9.02009

Ljung-Box Q-statistic1 = .375248E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .380946E-02

Ljung-Box Q-statistic3 = .050495

Ljung-Box Q-statistic4 = .053965

Ljung-Box Q-statistic5 = .224326

Ljung-Box Q-statistic6 = .344299

Ljung-Box Q-statistic7 = .659153

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.07202

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.05908

Ljung-Box Q-statistic10 = 2.06197

Ljung-Box Q-statistic11 = 2.40117

Ljung-Box Q-statistic12 = 2.79324

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.827051	2.09455	-.394859
X(-1)	.050598	.081385	.621711
X(-2)	.033653	.103454	.325299
X(-3)	-.037135	.102943	-.360733
X(-4)	-.557632E-02	.101216	-.055093
X(-5)	.034900	.101453	.343998
X(-6)	-.060283	.098680	-.610890
X(-7)	.024377	.099221	.245683
X(-8)	-.017476	.081527	-.214359
Y(-1)	.893372	.172071	5.19189
Y(-2)	-.863539E-02	.234919	-.036759
Y(-3)	.292115	.235703	1.23934
Y(-4)	-.290771	.238111	-1.22116
Y(-5)	.309451	.250170	1.23696
Y(-6)	-.049598	.254846	-.194618
Y(-7)	-.071604	.257785	-.277768
Y(-8)	-.032325	.192655	-.167785

Equation 4
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 14.0686

Std. dev. of dependent var. = .733618

Sum of squared residuals = 2.26727

Variance of residuals = .053983

Std. error of regression = .232342

R-squared = .915746

Adjusted R-squared = .899697

Durbin-Watson statistic = 1.92255

Durbin's h alternative = -.280447

F-statistic (zero slopes) = 57.0613

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.41940

Log of likelihood function = 7.02200

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.03793	.831901	1.24766
Y(-1)	.931466	.154189	6.04108
Y(-2)	-.044012	.212284	-.207326
Y(-3)	.286700	.212261	1.35069
Y(-4)	-.281801	.215094	-1.31013
Y(-5)	.270249	.215412	1.25457
Y(-6)	-.094084	.224058	-.419908
Y(-7)	-.064147	.224569	-.285647
Y(-8)	-.077146	.166991	-.461977

Equation 5
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Std. dev. of dependent var. = 1.88187

Sum of squared residuals = 14.2333

Variance of residuals = .309419

Std. error of regression = .556254

R-squared = .925573

Ljung-Box Q-statistic1 = .722981E-04

Ljung-Box Q-statistic2 = .024709

Ljung-Box Q-statistic3 = .336830

Ljung-Box Q-statistic4 = .343822

Ljung-Box Q-statistic5 = .401890

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.63014

Adjusted R-squared = .912629

Durbin-Watson statistic = 1.88942

Durbin's h alternative = -.063971

F-statistic (zero slopes) = 71.5065

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.696005

Log of likelihood function = -40.8685

Ljung-Box Q-statistic7 = 1.63075

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.74678

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.23913

Ljung-Box Q-statistic10 = 5.01495

Ljung-Box Q-statistic11 = 5.02762

Ljung-Box Q-statistic12 = 9.83795

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	7.64020	2.33591	3.27076
Y(-1)	-.351764	.363492	-.967736
Y(-2)	.538365	.490992	1.09648
Y(-3)	-.185020	.502596	-.368130
Y(-4)	-.486952	.385084	-1.26453
X(-1)	.995593	.149496	6.65966
X(-2)	-.116826	.208860	-.559351
X(-3)	-.227248	.209633	-1.08403
X(-4)	.275182	.152770	1.80129

Equation 6
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Adjusted R-squared = .899362

Std. dev. of dependent var. = 1.88187
Sum of squared residuals = 17.8202
Variance of residuals = .356403
Std. error of regression = .596995
R-squared = .906816

Durbin-Watson statistic = 1.92752
Durbin's h alternative = 1.22664
F-statistic (zero slopes) = 121.644
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.762699
Log of likelihood function = -47.0491

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.771448	.534221	1.44406
X(-1)	1.16339	.142902	8.14119
X(-2)	-.151376	.216537	-.699077
X(-3)	-.161709	.220438	-.733580
X(-4)	.082805	.146265	.566131

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 11.4589

Variance of residuals = .337026

Std. error of regression = .580539

R-squared = .931728

Ljung-Box Q-statistic1 = .151139

Ljung-Box Q-statistic2 = .809450

Ljung-Box Q-statistic3 = .814460

Ljung-Box Q-statistic4 = .986739

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.24508

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.56762

Adjusted R-squared = .899599

Durbin-Watson statistic = 1.96947

Durbin's h alternative = -2.20047

F-statistic (zero slopes) = 29.0003

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.182453

Log of likelihood function = -34.2928

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.63903

Ljung-Box Q-statistic8 = 4.77688

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.78070

Ljung-Box Q-statistic10 = 6.65501

Ljung-Box Q-statistic11 = 6.65700

Ljung-Box Q-statistic12 = 9.09705

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	13.7649	4.89694	2.81093
Y(-1)	-.265901	.402292	-.660966
Y(-2)	.245190	.549229	.446426
Y(-3)	-.137830	.551061	-.250118
Y(-4)	-.715866	.556690	-1.28593
Y(-5)	.053964	.584885	.092265
Y(-6)	-.540973	.595817	-.907952
Y(-7)	.287480	.602687	.476997
Y(-8)	.079685	.450418	.176913
X(-1)	.903139	.190274	4.74652
X(-2)	-.154340	.241869	-.638113
X(-3)	-.263897	.240676	-1.09649
X(-4)	.354689	.236637	1.49887
X(-5)	-.011636	.237192	-.049056
X(-6)	-.239809	.230708	-1.03945
X(-7)	.273215	.231973	1.17779
X(-8)	.151638	.190606	.795562

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 15.1891

Variance of residuals = .361646

Adjusted R-squared = .892265

Durbin-Watson statistic = 1.96879

Durbin's h alternative = .055819

F-statistic (zero slopes) = 52.7627

Std. error of regression = .601370

R-squared = .909503

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.517395

Log of likelihood function = -41.4791

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	1.26090	.631120	1.99788
X(-1)	1.16047	.153436	7.56323
X(-2)	-.172860	.232152	-.744597
X(-3)	-.205517	.232862	-.882571
X(-4)	.333075	.232063	1.43528
X(-5)	-.076450	.232800	-.328392
X(-6)	-.269154	.229696	-1.17179
X(-7)	.265794	.233627	1.13768
X(-8)	-.142933	.155167	-.921161

MAI/92 - JUN/96

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 9.29783

Std. dev. of dependent var. = 2.09024

Sum of squared residuals = 2.47991

Variance of residuals = .067024

Std. error of regression = .258891

R-squared = .987387

Ljung-Box Q-statistic1 = .779491E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .337281

Ljung-Box Q-statistic3 = 2.27148

Ljung-Box Q-statistic4 = 3.57295

Ljung-Box Q-statistic5 = 4.73031

Ljung-Box Q-statistic6 = 7.43927

Adjusted R-squared = .984659

Durbin-Watson statistic = 1.77358

Durbin's h alternative = .253091

F-statistic (zero slopes) = 362.050

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.17134

Log of likelihood function = 1.89850

Ljung-Box Q-statistic7 = 7.82415

Ljung-Box Q-statistic8 = 8.30992

Ljung-Box Q-statistic9 = 8.37074

Ljung-Box Q-statistic10 = 12.2335

Ljung-Box Q-statistic11 = 12.2399

Ljung-Box Q-statistic12 = 12.4621

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.379264	.204276	1.85662
X(-1)	.034995	.140758	.248617
X(-2)	-.022996	.243134	-.094583
X(-3)	.249241	.242887	1.02616
X(-4)	-.170752	.150328	-1.13586
Y(-1)	1.04676	.155242	6.74277
Y(-2)	-.200253	.217913	-.918958
Y(-3)	.314013	.213253	1.47249
Y(-4)	-.263372	.140203	-1.87850

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 9.29783

Std. dev. of dependent var. = 2.09024

Sum of squared residuals = 2.95023

Variance of residuals = .071957

Std. error of regression = .268248

R-squared = .984995

Adjusted R-squared = .983531

Durbin-Watson statistic = 1.76305

Durbin's h alternative = 1.05095

F-statistic (zero slopes) = 672.833

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.33060

Log of likelihood function = -2.09571

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.224294	.180617	1.24182

Y(-1)	1.14755	.151683	7.56547
Y(-2)	-.240761	.225188	-1.06916
Y(-3)	.290988	.220449	1.31998
Y(-4)	-.233712	.142120	-1.64447

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 8.89048

Std. dev. of dependent var. = 1.68448

Sum of squared residuals = .433109

Variance of residuals = .017324

Std. error of regression = .131622

R-squared = .996277

Ljung-Box Q-statistic1 = .031291

Ljung-Box Q-statistic2 = 2.07801

Ljung-Box Q-statistic3 = 8.04298

Ljung-Box Q-statistic4 = 8.58158

Ljung-Box Q-statistic5 = 8.59532

Ljung-Box Q-statistic6 = 8.67662

Adjusted R-squared = .993894

Durbin-Watson statistic = 1.92136

Durbin's h alternative = 1.06270

F-statistic (zero slopes) = 418.136

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -3.06157

Log of likelihood function = 36.4677

Ljung-Box Q-statistic7 = 8.92830

Ljung-Box Q-statistic8 = 12.4627

Ljung-Box Q-statistic9 = 16.5855

Ljung-Box Q-statistic10 = 19.4676

Ljung-Box Q-statistic11 = 24.9397

Ljung-Box Q-statistic12 = 26.3115

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.319213	.153765	2.07599
X(-1)	.043984	.089944	.489014
X(-2)	.174049	.149992	1.16038
X(-3)	-.053781	.151019	-.356124
X(-4)	.072540	.141634	.512166
X(-5)	-.102995	.144751	-.711534
X(-6)	-.121578	.160236	-.758747
X(-7)	.265685	.162278	1.63722
X(-8)	-.109058	.098560	-1.10651
Y(-1)	1.03475	.195189	5.30128
Y(-2)	.080646	.253245	.318450
Y(-3)	-.209085	.224096	-.933014
Y(-4)	-.108507	.155358	-.698432
Y(-5)	.305376	.124985	2.44329
Y(-6)	.224614	.131489	1.70824
Y(-7)	-.399714	.139811	-2.85897
Y(-8)	-.057302	.123133	-.465371

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 8.89048

Std. dev. of dependent var. = 1.68448

Sum of squared residuals = .901505

Variance of residuals = .027318

Std. error of regression = .165283

R-squared = .992251

Adjusted R-squared = .990372

Durbin-Watson statistic = 2.07193

Durbin's h alternative = -.651284

F-statistic (zero slopes) = 528.192

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -3.04043

Log of likelihood function = 21.0731

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.149761	.143602	1.04289
Y(-1)	1.53744	.158483	9.70102
Y(-2)	-.389366	.270174	-1.44117
Y(-3)	-.280391	.262529	-1.06804

Y(-4)	-.018367	.184942	-.099310
Y(-5)	.295905	.152008	1.94664
Y(-6)	.092360	.159864	.577742
Y(-7)	-.530410	.160572	-3.30325
Y(-8)	.269876	.104591	2.58031

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 3.08033

Variance of residuals = .083252

Std. error of regression = .288534

R-squared = .977317

Ljung-Box Q-statistic1 = .164171

Ljung-Box Q-statistic2 = .623709

Ljung-Box Q-statistic3 = .748925

Ljung-Box Q-statistic4 = .766111

Ljung-Box Q-statistic5 = 2.68449

Ljung-Box Q-statistic6 = 2.68651

Adjusted R-squared = .972412

Durbin-Watson statistic = 2.07570

Durbin's h alternative = -1.22432

F-statistic (zero slopes) = 199.271

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.95452

Log of likelihood function = -3.08826

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.70222

Ljung-Box Q-statistic8 = 3.75682

Ljung-Box Q-statistic9 = 3.96156

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.01953

Ljung-Box Q-statistic11 = 4.05252

Ljung-Box Q-statistic12 = 6.60159

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.133989	.227666	.588532
Y(-1)	-.084019	.173017	-.485611
Y(-2)	-.897293E-02	.242864	-.036946
Y(-3)	-.069747	.237671	-.293460
Y(-4)	.164778	.156257	1.05453
X(-1)	1.38311	.156875	8.81667
X(-2)	-.401054	.270974	-1.48005
X(-3)	-.349275	.270698	-1.29028
X(-4)	.307315	.167541	1.83427

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 3.26399

Variance of residuals = .079610

Std. error of regression = .282152

R-squared = .975964

Adjusted R-squared = .973619

Durbin-Watson statistic = 2.01824

Durbin's h alternative = -.529679

F-statistic (zero slopes) = 416.201

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.22953

Log of likelihood function = -4.42029

Estimated Standard

Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.119882	.136749	.876656
X(-1)	1.44109	.147882	9.74483
X(-2)	-.441119	.263191	-1.67604
X(-3)	-.380350	.262908	-1.44671
X(-4)	.338345	.149768	2.25912

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.21546

Variance of residuals = .088619

Std. error of regression = .297689

R-squared = .973702

Ljung-Box Q-statistic1 = .039607

Ljung-Box Q-statistic2 = .143654

Ljung-Box Q-statistic3 = .161354

Ljung-Box Q-statistic4 = .218461

Ljung-Box Q-statistic5 = .335429

Ljung-Box Q-statistic6 = .529223

Adjusted R-squared = .956871

Durbin-Watson statistic = 1.86366

Durbin's h alternative = .543093

F-statistic (zero slopes) = 57.8528

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.42934

Log of likelihood function = 2.19095

Ljung-Box Q-statistic7 = .529850

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.60721

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.52783

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.33029

Ljung-Box Q-statistic11 = 4.34630

Ljung-Box Q-statistic12 = 5.07957

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.567971	.347768	1.63319
Y(-1)	-.710102	.441457	-1.60854
Y(-2)	.661955	.572763	1.15572
Y(-3)	-.026540	.506837	-.052364
Y(-4)	-.341138	.351371	-.970875
Y(-5)	.243450	.282678	.861226
Y(-6)	.209238	.297387	.703589
Y(-7)	.275791	.316209	.872181
Y(-8)	-.425772	.278489	-1.52887
X(-1)	1.35619	.203426	6.66675
X(-2)	-.462612	.339237	-1.36369
X(-3)	-.608742E-02	.341558	-.017823
X(-4)	.075716	.320333	.236367
X(-5)	-.067629	.327383	-.206576
X(-6)	.286459	.362404	.790442
X(-7)	-.219600	.367023	-.598328
X(-8)	.086388	.222913	.387539

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.92735

Variance of residuals = .088708

Std. error of regression = .297838

R-squared = .965252

Adjusted R-squared = .956828

Durbin-Watson statistic = 2.01645

Durbin's h alternative = -1.01822

F-statistic (zero slopes) = 114.586

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.86264

Log of likelihood function = -3.66040

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.179222	.170563	1.05077
X(-1)	1.44124	.175681	8.20374
X(-2)	-.573655	.313530	-1.82966
X(-3)	-.130897	.319979	-.409079
X(-4)	.150054	.314314	.477402
X(-5)	-.173373	.322747	-.537178
X(-6)	.421196	.351348	1.19880
X(-7)	-.326265	.347261	-.939538
X(-8)	.130454	.191248	.682121

BII2. DEPÓSITOS DE POUPANÇA-HABITAÇÃO

Regressão de Cointegração entre TPPH e TVIPC(-10)

```
PROGRAM
*****
OPTIONS CRT;
SUPRES SMPL;
LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\TP-PHR.DAT') Y;
LOAD(NOPRINT FILE='C:\TSP\IPC-R.DAT') X;
DY=Y-Y(-1);
REGOPT(PVPRINT,STARS,LMLAGS=8) ALL;
OLS DY C Y(-1) DY(-1) DY(-2) DY(-3) DY(-4) DY(-5);
OLS Y C X(-10);RES=@RES;
DRES=@RES-@RES(-1);
OLS DRES @RES(-1) DRES(-1) DRES(-2) DRES(-3) DRES(-4) DRES(-5);
*****
```

Equation 1
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DY
Current sample: 7 to 109
Number of observations: 103
Mean of dependent variable = -.078641
Std. dev. of dependent var. = .330967
Sum of squared residuals = 9.86874
Variance of residuals = .102799
Std. error of regression = .320623
R-squared = .116734
Adjusted R-squared = .061530
Durbin-Watson statistic = 1.99565
Durbin's h alternative = .013375 [.989]
F-statistic (zero slopes) = 2.11458 [.058]
Akaike Information Crit. = .628443

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = .014670 [.904]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = .813826 [.666]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 5.02496 [.170]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 5.77785 [.216]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 5.61063 [.346]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 8.62939 [.196]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 8.59888 [.283]
Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 8.46001 [.390]

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.03038
Log of likelihood function = -25.3648

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	-.032074	.150393	-.213264	[.832]
Y(-1)	-.373895E-03	.011054	-.033823	[.973]
DY(-1)	.083468	.102152	.817089	[.416]
DY(-2)	.094893	.102787	.923198	[.358]
DY(-3)	.194485	.101824	1.91000	[.059]
DY(-4)	.051313	.103562	.495480	[.621]
DY(-5)	.144452	.102370	1.41108	[.161]

Equation 2
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y
Current sample: 11 to 109
Number of observations: 99
Mean of dependent variable = 12.6545
Std. dev. of dependent var. = 3.23123
Sum of squared residuals = 141.079
Variance of residuals = 1.45442
Std. error of regression = 1.20599
R-squared = .862121

Adjusted R-squared = .860699
Durbin-Watson statistic = .189392
F-statistic (zero slopes) = 606.515 ** [.000]
Akaike Information Crit. = 3.23248
Schwarz Bayes. Info. Crit. = .447029
Log of likelihood function = -158.008

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	3.76423	.380796	9.88516	** [.000]
X(-10)	.964750	.039174	24.6275	** [.000]

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES

Current sample: 17 to 109

Number of observations: 93

Mean of dependent variable = -.019213

Std. dev. of dependent var. = .526986

Sum of squared residuals = 21.7029

Variance of residuals = .249458

Std. error of regression = .499458

R-squared = .151342

Adjusted R-squared = .102569

Durbin-Watson statistic = 2.00915

Durbin's h alternative = .791486 [.429]

F-statistic (zero slopes) = 3.08414 * [.013]

Akaike Information Crit. = 1.51176

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = .548570 [.459]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = .681192 [.711]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = .645901 [.886]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 2.56236 [.634]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 2.82912 [.726]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 2.77193 [.837]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 10.7635 [.149]

Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 14.0829 [.080]

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.16273

Log of likelihood function = -64.2966

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
@RES(-1)	-.151485	.050595	-2.99409	** [.004]
DRES(-1)	.248801	.103265	2.40934	* [.018]
DRES(-2)	.063190	.105459	.599188	[.551]
DRES(-3)	-.036985	.104139	-.355151	[.723]
DRES(-4)	.232964	.103963	2.24084	* [.028]
DRES(-5)	.082620	.104691	.789185	[.432]

Regressão de Cointegração entre TPPH e TVIPC(-10) (Mai/92 - Jun/96)

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Current sample: 11 to 50

Number of observations: 40

Mean of dependent variable = 9.10000

Std. dev. of dependent var. = 1.57431

Sum of squared residuals = 16.6710

Variance of residuals = .438711

Std. error of regression = .662352

R-squared = .827529

Adjusted R-squared = .822991

Durbin-Watson statistic = .360987

F-statistic (zero slopes) = 182.327 ** [.000]

Akaike Information Crit. = 2.06267

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.690765

Log of likelihood function = -39.2534

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	4.21681	.376499	11.2001	** [.000]
X(-10)	.787293	.058306	13.5029	** [.000]

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DRES

Current sample: 17 to 50

Number of observations: 34

Mean of dependent variable = .817373E-05
 Std. dev. of dependent var. = .353051
 Sum of squared residuals = 2.74165
 Variance of residuals = .097916
 Std. error of regression = .312916
 R-squared = .334180
 Adjusted R-squared = .215284
 Durbin-Watson statistic = 1.67136
 Durbin's h alternative = 1.07858 [.281]
 F-statistic (zero slopes) = 2.80166 * [.036]
 Akaike Information Crit. = .673018
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.89550
 Log of likelihood function = -5.44131

Breusch/Godfrey LM: AR/MA1 = 1.49407 [.222]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA2 = 1.51095 [.470]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA3 = 2.57524 [.462]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA4 = 4.00312 [.406]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA5 = 5.56121 [.351]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA6 = 3.55461 [.737]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA7 = 4.37276 [.736]
 Breusch/Godfrey LM: AR/MA8 = 6.08002 [.638]

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
@RES(-1)	-.576530	.165861	-3.47599	** [.002]
DRES(-1)	.429094	.166686	2.57427	* [.016]
DRES(-2)	.153719	.161192	.953638	[.348]
DRES(-3)	.340730	.164475	2.07162	* [.048]
DRES(-4)	.155999	.162646	.959132	[.346]
DRES(-5)	.301586	.163650	1.84287	[.076]

Causalidade entre TPPH e TVIPC (Jun/87 - Jun/96)

NOTAÇÃO: Y = TPPH e X = TVIPC

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 12.7429

Std. dev. of dependent var. = 3.15814

Sum of squared residuals = 8.68333

Variance of residuals = .090451

Std. error of regression = .300751

R-squared = .991629

Ljung-Box Q-statistic1 = .668091E-03

Ljung-Box Q-statistic2 = .059695

Ljung-Box Q-statistic3 = .090653

Ljung-Box Q-statistic4 = .139663

Ljung-Box Q-statistic5 = .644098

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.19736

Ljung-Box Q-statistic7 = 1.60871

Ljung-Box Q-statistic8 = 7.41642

Ljung-Box Q-statistic9 = 8.14157

Ljung-Box Q-statistic10 = 8.49248

Ljung-Box Q-statistic11 = 10.1593

Ljung-Box Q-statistic12 = 10.9770

Adjusted R-squared = .990931

Durbin-Watson statistic = 2.00317

Durbin's h alternative = -.199276

F-statistic (zero slopes) = 1421.47

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.09364

Log of likelihood function = -18.1294

Ljung-Box Q-statistic13 = 11.0625

Ljung-Box Q-statistic14 = 15.5515

Ljung-Box Q-statistic15 = 15.9306

Ljung-Box Q-statistic16 = 16.4835

Ljung-Box Q-statistic17 = 17.1314

Ljung-Box Q-statistic18 = 18.1183

Ljung-Box Q-statistic19 = 20.1398

Ljung-Box Q-statistic20 = 20.4570

Ljung-Box Q-statistic21 = 24.3310

Ljung-Box Q-statistic22 = 25.0498

Ljung-Box Q-statistic23 = 25.0591

Ljung-Box Q-statistic24 = 25.1157

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.073981	.143491	.515577
X(-1)	.028916	.062223	.464706
X(-2)	.075428	.100898	.747566
X(-3)	-.052693	.100613	-.523718
X(-4)	.016485	.066157	.249179
Y(-1)	.954873	.100379	9.51270

Y(-2)	.042938	.140601	.305392
Y(-3)	.110918	.140042	.792033
Y(-4)	-.165668	.095784	-1.72960

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 12.7429

Std. dev. of dependent var. = 3.15814

Sum of squared residuals = 10.1245

Variance of residuals = .101245

Std. error of regression = .318191

R-squared = .990239

Adjusted R-squared = .989849

Durbin-Watson statistic = 2.01472

Durbin's h alternative = -.521204

F-statistic (zero slopes) = 2536.29

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.11738

Log of likelihood function = -26.1912

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.076934	.144569	-.532159
Y(-1)	1.10060	.097745	11.2600
Y(-2)	.027838	.148240	.187789
Y(-3)	.092642	.146647	.631736
Y(-4)	-.218648	.098180	-2.22702

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 12.6782

Std. dev. of dependent var. = 3.20314

Sum of squared residuals = 8.16660

Variance of residuals = .097221

Std. error of regression = .311804

R-squared = .992040

Adjusted R-squared = .990524

Durbin-Watson statistic = 2.01325

Durbin's h alternative = -1.60165

F-statistic (zero slopes) = 654.334

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.73826

Log of likelihood function = -16.3019

Ljung-Box Q-statistic1 = .598130E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .024164

Ljung-Box Q-statistic3 = .406096

Ljung-Box Q-statistic4 = .406105

Ljung-Box Q-statistic5 = .489299

Ljung-Box Q-statistic6 = .509618

Ljung-Box Q-statistic7 = .530233

Ljung-Box Q-statistic8 = 5.17155

Ljung-Box Q-statistic9 = 5.55958

Ljung-Box Q-statistic10 = 5.94006

Ljung-Box Q-statistic11 = 7.23914

Ljung-Box Q-statistic12 = 7.72343

Ljung-Box Q-statistic13 = 7.72508

Ljung-Box Q-statistic14 = 10.6216

Ljung-Box Q-statistic15 = 10.6397

Ljung-Box Q-statistic16 = 10.8510

Ljung-Box Q-statistic17 = 12.5829

Ljung-Box Q-statistic18 = 12.8954

Ljung-Box Q-statistic19 = 13.9420

Ljung-Box Q-statistic20 = 14.0774

Ljung-Box Q-statistic21 = 17.6479

Ljung-Box Q-statistic22 = 18.2215

Ljung-Box Q-statistic23 = 18.3457

Ljung-Box Q-statistic24 = 18.7275

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.118735	.158573	.748776
X(-1)	.031676	.067474	.469453
X(-2)	.062889	.110945	.566854
X(-3)	-.049469	.111511	-.443626
X(-4)	.033128	.111376	.297442
X(-5)	-.247918E-03	.110924	-.223502E-02
X(-6)	-.103884	.110878	-.936920
X(-7)	.121457	.110305	1.10110
X(-8)	-.024000	.072249	-.332192
Y(-1)	.961948	.108574	8.85980
Y(-2)	.010979	.149261	.073557

Y(-3)	.113203	.148871	.760412
Y(-4)	-.124474	.148983	-.835493
Y(-5)	.099899	.150029	.665866
Y(-6)	-.171141	.150899	-1.13414
Y(-7)	.097281	.149990	.648582
Y(-8)	-.050083	.102745	-.487447

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 12.6782

Std. dev. of dependent var. = 3.20314

Sum of squared residuals = 9.59207

Variance of residuals = .104262

Std. error of regression = .322896

R-squared = .990651

Adjusted R-squared = .989838

Durbin-Watson statistic = 2.02767

Durbin's h alternative = -2.04089

F-statistic (zero slopes) = 1218.59

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.94294

Log of likelihood function = -24.4265

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.020988	.155368	-.135083
Y(-1)	1.08890	.103206	10.5507
Y(-2)	-.310731E-03	.152946	-.203164E-02
Y(-3)	.092781	.152448	.608607
Y(-4)	-.143263	.152261	-.940902
Y(-5)	.114904	.153017	.750925
Y(-6)	-.188225	.153844	-1.22348
Y(-7)	.121582	.152732	.796052
Y(-8)	-.087210	.104218	-.836808

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952

Std. dev. of dependent var. = 3.49616

Sum of squared residuals = 22.8973

Variance of residuals = .238514

Std. error of regression = .488379

R-squared = .981988

Adjusted R-squared = .980487

Durbin-Watson statistic = 1.95327

Durbin's h alternative = .863476

F-statistic (zero slopes) = 654.210

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.12403

Log of likelihood function = -69.0342

Ljung-Box Q-statistic1	= .021017	Ljung-Box Q-statistic13	= 22.7352
Ljung-Box Q-statistic2	= .022008	Ljung-Box Q-statistic14	= 23.5417
Ljung-Box Q-statistic3	= .302135	Ljung-Box Q-statistic15	= 23.5619
Ljung-Box Q-statistic4	= 1.46272	Ljung-Box Q-statistic16	= 24.1902
Ljung-Box Q-statistic5	= 1.90671	Ljung-Box Q-statistic17	= 24.8217
Ljung-Box Q-statistic6	= 2.94632	Ljung-Box Q-statistic18	= 34.1544
Ljung-Box Q-statistic7	= 2.97374	Ljung-Box Q-statistic19	= 34.1895
Ljung-Box Q-statistic8	= 3.13359	Ljung-Box Q-statistic20	= 34.5274
Ljung-Box Q-statistic9	= 6.75227	Ljung-Box Q-statistic21	= 37.1302
Ljung-Box Q-statistic10	= 7.42596	Ljung-Box Q-statistic22	= 38.4764
Ljung-Box Q-statistic11	= 7.42601	Ljung-Box Q-statistic23	= 38.5660
Ljung-Box Q-statistic12	= 18.7587	Ljung-Box Q-statistic24	= 38.5944

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.037978	.233010	.162988
Y(-1)	-.126941	.163001	-.778775
Y(-2)	.220559	.228317	.966018
Y(-3)	-.076959	.227409	-.338418

Y(-4)	-.027510	.155541	-.176864
X(-1)	1.27085	.101042	12.5774
X(-2)	-.223363	.163845	-1.36326
X(-3)	-.191968	.163381	-1.17497
X(-4)	.150858	.107430	1.40425

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 105

Mean of dependent variable = 8.64952

Std. dev. of dependent var. = 3.49616

Sum of squared residuals = 23.1571

Variance of residuals = .231571

Std. error of regression = .481218

R-squared = .981783

Adjusted R-squared = .981055

Durbin-Watson statistic = 1.94867

Durbin's h alternative = 1.02332

F-statistic (zero slopes) = 1347.37

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.29004

Log of likelihood function = -69.6263

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.026828	.135445	-.198076
X(-1)	1.26835	.098952	12.8178
X(-2)	-.226365	.159997	-1.41481
X(-3)	-.191043	.160234	-1.19227
X(-4)	.146913	.101629	1.44558

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 21.1609

Variance of residuals = .251915

Std. error of regression = .501912

R-squared = .983329

Ljung-Box Q-statistic1 = .393367E-05

Ljung-Box Q-statistic2 = .038144

Ljung-Box Q-statistic3 = .206257

Ljung-Box Q-statistic4 = .482379

Ljung-Box Q-statistic5 = .695381

Ljung-Box Q-statistic6 = .695939

Ljung-Box Q-statistic7 = .721776

Ljung-Box Q-statistic8 = .768277

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.31428

Ljung-Box Q-statistic10 = 2.50681

Ljung-Box Q-statistic11 = 2.50683

Ljung-Box Q-statistic12 = 9.65654

Adjusted R-squared = .980154

Durbin-Watson statistic = 1.99326

Durbin's h alternative = -.043873

F-statistic (zero slopes) = 309.671

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.786163

Log of likelihood function = -64.3830

Ljung-Box Q-statistic13 = 11.3314

Ljung-Box Q-statistic14 = 12.4740

Ljung-Box Q-statistic15 = 12.4741

Ljung-Box Q-statistic16 = 12.5968

Ljung-Box Q-statistic17 = 14.0998

Ljung-Box Q-statistic18 = 19.0169

Ljung-Box Q-statistic19 = 19.2285

Ljung-Box Q-statistic20 = 19.8607

Ljung-Box Q-statistic21 = 22.3983

Ljung-Box Q-statistic22 = 22.5318

Ljung-Box Q-statistic23 = 22.6518

Ljung-Box Q-statistic24 = 22.6661

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.101234E-02	.255255	-.396600E-02
Y(-1)	-.105858	.174773	-.605692
Y(-2)	.197808	.240266	.823289
Y(-3)	-.018811	.239638	-.078498
Y(-4)	-.102404	.239818	-.427009
Y(-5)	.069161	.241503	.286377
Y(-6)	-.064441	.242904	-.265295
Y(-7)	-.027634	.241440	-.114455
Y(-8)	.052950	.165390	.320155

X(-1)	1.31118	.108613	12.0721
X(-2)	-.261547	.178588	-1.46453
X(-3)	-.261290	.179499	-1.45566
X(-4)	.344186	.179282	1.91980
X(-5)	-.095595	.178555	-.535381
X(-6)	-.197920	.178481	-1.10891
X(-7)	.270987	.177558	1.52618
X(-8)	-.115147	.116299	-.990088

Equation 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 101

Mean of dependent variable = 8.63069

Std. dev. of dependent var. = 3.56277

Sum of squared residuals = 21.4387

Variance of residuals = .233030

Std. error of regression = .482732

R-squared = .983110

Adjusted R-squared = .981642

Durbin-Watson statistic = 1.98215

Durbin's h alternative = .244766

F-statistic (zero slopes) = 669.387

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.13867

Log of likelihood function = -65.0418

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.011389	.147702	.077109
X(-1)	1.30871	.103464	12.6490
X(-2)	-.266219	.169407	-1.57147
X(-3)	-.257316	.170421	-1.50989
X(-4)	.349088	.170300	2.04984
X(-5)	-.094684	.169269	-.559369
X(-6)	-.198423	.169255	-1.17233
X(-7)	.281039	.168708	1.66583
X(-8)	-.127441	.105748	-1.20515

Causalidade entre TPPH e TVIPC

(subperíodos Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96)

NOTAÇÃO: Y = TPPH e X = TVIPC
JUN/87 - ABR/92

Equation 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 14.9491

Std. dev. of dependent var. = 1.13788

Sum of squared residuals = 3.72847

Variance of residuals = .081054

Std. error of regression = .284699

R-squared = .946673

Ljung-Box Q-statistic1 = .495785E-04

Ljung-Box Q-statistic2 = .222678E-02

Ljung-Box Q-statistic3 = .194002

Ljung-Box Q-statistic4 = .194891

Ljung-Box Q-statistic5 = .200071

Ljung-Box Q-statistic6 = .230462

Adjusted R-squared = .937399

Durbin-Watson statistic = 1.98879

Durbin's h alternative = -.057633

F-statistic (zero slopes) = 102.076

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.03559

Log of likelihood function = -4.02991

Ljung-Box Q-statistic7 = .308282

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.66994

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.19851

Ljung-Box Q-statistic10 = 4.25153

Ljung-Box Q-statistic11 = 9.82047

Ljung-Box Q-statistic12 = 10.3679

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.090143	.742109	-.121469

X(-1)	-.011674	.074534	-.156619
X(-2)	.061218	.107445	.569759
X(-3)	-.044632	.107024	-.417031
X(-4)	.051613	.077561	.665443
Y(-1)	.804356	.146535	5.48919
Y(-2)	.126214	.194744	.648101
Y(-3)	.118860	.194725	.610399
Y(-4)	-.084013	.147867	-.568162

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 14.9491

Std. dev. of dependent var. = 1.13788

Sum of squared residuals = 4.14719

Variance of residuals = .082944

Std. error of regression = .288000

R-squared = .940685

Adjusted R-squared = .935939

Durbin-Watson statistic = 1.99173

Durbin's h alternative = -.562565

F-statistic (zero slopes) = 198.238

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.22060

Log of likelihood function = -6.95678

Estimated Standard			
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.297832	.574453	.518461
Y(-1)	.898464	.140943	6.37465
Y(-2)	.163978	.192525	.851723
Y(-3)	.086695	.189693	.457027
Y(-4)	-.167016	.137941	-1.21078

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 14.9941

Std. dev. of dependent var. = 1.16883

Sum of squared residuals = 3.31362

Variance of residuals = .097460

Std. error of regression = .312185

R-squared = .951490

Ljung-Box Q-statistic1 = .038008

Ljung-Box Q-statistic2 = .044094

Ljung-Box Q-statistic3 = .100883

Ljung-Box Q-statistic4 = .145635

Ljung-Box Q-statistic5 = .176466

Ljung-Box Q-statistic6 = .187562

Adjusted R-squared = .928662

Durbin-Watson statistic = 2.04144

Durbin's h alternative = -.434059

F-statistic (zero slopes) = 41.6805

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.42317

Log of likelihood function = -2.65440

Ljung-Box Q-statistic7 = .204514

Ljung-Box Q-statistic8 = 1.52291

Ljung-Box Q-statistic9 = 3.42750

Ljung-Box Q-statistic10 = 3.44784

Ljung-Box Q-statistic11 = 8.27120

Ljung-Box Q-statistic12 = 8.44264

Estimated Standard			
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-.188644	1.31023	-.143978
X(-1)	-.018088	.091841	-.196951
X(-2)	.067755	.127740	.530411
X(-3)	-.040903	.127645	-.320445
X(-4)	.031171	.126810	.245809
X(-5)	.082566	.128267	.643704
X(-6)	-.160010	.126817	-1.26174
X(-7)	.142640	.128941	1.10625
X(-8)	-.058228	.100010	-.582222
Y(-1)	.853618	.168184	5.07551
Y(-2)	.074436	.226059	.329276
Y(-3)	.050981	.225283	.226297

Y(-4)	-.011209	.226193	-.049556
Y(-5)	.012753	.225899	.056454
Y(-6)	.025381	.225928	.112339
Y(-7)	-.054584	.225787	-.241749
Y(-8)	.028882	.170618	.169278

Equation 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 14.9941

Std. dev. of dependent var. = 1.16883

Sum of squared residuals = 3.72730

Variance of residuals = .088745

Std. error of regression = .297902

R-squared = .945434

Adjusted R-squared = .935041

Durbin-Watson statistic = 2.04968

Durbin's h alternative = -1.32454

F-statistic (zero slopes) = 90.9638

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.92229

Log of likelihood function = -5.65428

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	.584604	.676069	.864711
Y(-1)	.857119	.151263	5.66642
Y(-2)	.162098	.202317	.801211
Y(-3)	.033610	.204681	.164206
Y(-4)	-.014253	.205662	-.069304
Y(-5)	.023453	.206033	.113832
Y(-6)	-.040965	.205266	-.199573
Y(-7)	.034556	.201870	.171177
Y(-8)	-.091898	.149060	-.616521

Equation 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Std. dev. of dependent var. = 1.88187

Sum of squared residuals = 15.4701

Variance of residuals = .336307

Std. error of regression = .579920

R-squared = .919105

Adjusted R-squared = .905036

Durbin-Watson statistic = 1.89680

Durbin's h alternative = .170909

F-statistic (zero slopes) = 65.3298

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.612677

Log of likelihood function = -43.1600

Ljung-Box Q-statistic1 = .164619E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .212719E-02

Ljung-Box Q-statistic3 = .423349

Ljung-Box Q-statistic4 = .456892

Ljung-Box Q-statistic5 = .485763

Ljung-Box Q-statistic6 = 2.07299

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.47487

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.79179

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.36720

Ljung-Box Q-statistic10 = 5.12392

Ljung-Box Q-statistic11 = 5.18505

Ljung-Box Q-statistic12 = 11.0639

	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	3.93748	1.51164	2.60477
Y(-1)	-.271974	.298485	-.911183
Y(-2)	.439051	.396685	1.10680
Y(-3)	-.262830	.396646	-.662630
Y(-4)	-.135326	.301199	-.449292
X(-1)	1.07745	.151823	7.09675
X(-2)	-.188883	.218862	-.863026
X(-3)	-.164121	.218003	-.752838
X(-4)	.231403	.157989	1.46468

Equation 6
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 55

Mean of dependent variable = 11.4073

Std. dev. of dependent var. = 1.88187

Sum of squared residuals = 17.8202

Variance of residuals = .356403

Std. error of regression = .596995

R-squared = .906816

Adjusted R-squared = .899362

Durbin-Watson statistic = 1.92752

Durbin's h alternative = 1.22664

F-statistic (zero slopes) = 121.644

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.762699

Log of likelihood function = -47.0491

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.771448	.534221	1.44406
X(-1)	1.16339	.142902	8.14119
X(-2)	-.151376	.216537	-.699077
X(-3)	-.161709	.220438	-.733580
X(-4)	.082805	.146265	.566131

Equation 7
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 12.9220

Variance of residuals = .380059

Std. error of regression = .616489

R-squared = .923010

Ljung-Box Q-statistic1 = .080920

Ljung-Box Q-statistic2 = .175008

Ljung-Box Q-statistic3 = .197274

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.10403

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.12250

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.18466

Adjusted R-squared = .886780

Durbin-Watson statistic = 1.98053

Durbin's h alternative = -1.39453

F-statistic (zero slopes) = 25.4760

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.062285

Log of likelihood function = -37.3571

Ljung-Box Q-statistic7 = 1.21805

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.02161

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.10391

Ljung-Box Q-statistic10 = 3.37536

Ljung-Box Q-statistic11 = 3.65216

Ljung-Box Q-statistic12 = 6.83269

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	5.54338	2.58738	2.14247
Y(-1)	-.238537	.332122	-.718222
Y(-2)	.332892	.446411	.745708
Y(-3)	-.208498	.444880	-.468661
Y(-4)	-.366785	.446676	-.821142
Y(-5)	.242771	.446095	.544214
Y(-6)	-.217771	.446154	-.488107
Y(-7)	-.164226	.445874	-.368324
Y(-8)	.236942	.336929	.703240
X(-1)	1.03610	.181363	5.71285
X(-2)	-.163201	.252256	-.646965
X(-3)	-.251960	.252067	-.999575
X(-4)	.367350	.250418	1.46695
X(-5)	-.021332	.253297	-.084217
X(-6)	-.283797	.250432	-1.13323
X(-7)	.223725	.254626	.878639
X(-8)	.107059	.197495	.542083

Equation 8
Method of estimation = Ordinary Least Squares



Dependent variable: X

Number of observations: 51

Mean of dependent variable = 11.5863

Std. dev. of dependent var. = 1.83216

Sum of squared residuals = 15.1891

Variance of residuals = .361646

Std. error of regression = .601370

R-squared = .909503

Adjusted R-squared = .892265

Durbin-Watson statistic = 1.96879

Durbin's h alternative = .055819

F-statistic (zero slopes) = 52.7627

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -.517395

Log of likelihood function = -41.4791

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	1.26090	.631120	1.99788
X(-1)	1.16047	.153436	7.56323
X(-2)	-.172860	.232152	-.744597
X(-3)	-.205517	.232862	-.882571
X(-4)	.333075	.232063	1.43528
X(-5)	-.076450	.232800	-.328392
X(-6)	-.269154	.229696	-1.17179
X(-7)	.265794	.233627	1.13768
X(-8)	-.142933	.155167	-.921161

JUN/87 - ABR/92

Equation 1
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 9.79783

Std. dev. of dependent var. = 2.35914

Sum of squared residuals = 3.62405

Variance of residuals = .097947

Std. error of regression = .312966

R-squared = .985530

Ljung-Box Q-statistic1 = .408328E-02

Ljung-Box Q-statistic2 = .027105

Ljung-Box Q-statistic3 = .027622

Ljung-Box Q-statistic4 = .420213

Ljung-Box Q-statistic5 = .821715

Ljung-Box Q-statistic6 = 2.00927

Adjusted R-squared = .982401

Durbin-Watson statistic = 2.01435

Durbin's h alternative = -.422114

F-statistic (zero slopes) = 314.998

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.79197

Log of likelihood function = -6.82707

Ljung-Box Q-statistic7 = 2.01051

Ljung-Box Q-statistic8 = 4.22398

Ljung-Box Q-statistic9 = 4.84343

Ljung-Box Q-statistic10 = 6.04232

Ljung-Box Q-statistic11 = 6.51278

Ljung-Box Q-statistic12 = 6.51551

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.538495	.244537	2.20210
X(-1)	.114619	.182784	.627072
X(-2)	.038005	.311643	.121950
X(-3)	.130916	.308957	.423736
X(-4)	-.108346	.197141	-.549584
Y(-1)	.834893	.169043	4.93895
Y(-2)	-.045560	.218757	-.208267
Y(-3)	.189509	.221308	.856314
Y(-4)	-.145059	.149081	-.973020

Equation 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 9.79783

Std. dev. of dependent var. = 2.35914

Sum of squared residuals = 4.51129

Variance of residuals = .110031

Std. error of regression = .331710

R-squared = .981987

Adjusted R-squared = .980230

Durbin-Watson statistic = 1.97868

Durbin's h alternative = .644162

F-statistic (zero slopes) = 558.792

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.90590

Log of likelihood function = -11.8638

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.296892	.209855	1.41475
Y(-1)	.987539	.155694	6.34282
Y(-2)	-.075118	.221798	-.338680
Y(-3)	.115422	.222437	.518896
Y(-4)	-.076453	.150559	-.507795

Equation 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 9.30238

Std. dev. of dependent var. = 1.78824

Sum of squared residuals = 2.56302

Variance of residuals = .102521

Std. error of regression = .320189

R-squared = .980451

Adjusted R-squared = .967940

Durbin-Watson statistic = 1.87967

Durbin's h alternative = 1.84349

F-statistic (zero slopes) = 78.3661

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.28362

Log of likelihood function = -.869300

Ljung-Box Q-statistic1 = .093599

Ljung-Box Q-statistic7 = 1.99033

Ljung-Box Q-statistic2 = .537376

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.01522

Ljung-Box Q-statistic3 = .601412

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.01771

Ljung-Box Q-statistic4 = 1.09196

Ljung-Box Q-statistic10 = 2.04742

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.19085

Ljung-Box Q-statistic11 = 2.06337

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.91491

Ljung-Box Q-statistic12 = 2.56227

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.842248	.390333	2.15777
X(-1)	.049978	.214706	.232774
X(-2)	.070838	.378934	.186939
X(-3)	.043129	.381248	.113125
X(-4)	.164811	.369933	.445516
X(-5)	-.171043	.377561	-.453021
X(-6)	-.154375	.400852	-.385118
X(-7)	.072915	.399847	.182358
X(-8)	.132365	.238875	.554119
Y(-1)	.810779	.212261	3.81973
Y(-2)	-.044015	.269242	-.163477
Y(-3)	.154802	.255800	.605169
Y(-4)	-.161758	.242517	-.666996
Y(-5)	.183016	.247064	.740765
Y(-6)	-.315088	.242409	-1.29982
Y(-7)	.089518	.248746	.359876
Y(-8)	.057295	.172143	.332830

Equation 4
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Y

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 9.30238

Std. dev. of dependent var. = 1.78824

Sum of squared residuals = 3.42970

Variance of residuals = .103930

Std. error of regression = .322382

R-squared = .973841

Adjusted R-squared = .967499

Durbin-Watson statistic = 1.95629

Durbin's h alternative = 1.48071

F-statistic (zero slopes) = 153.564

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.70427

Log of likelihood function = -6.98631

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.568630	.306009	1.85821
Y(-1)	1.02326	.174453	5.86553
Y(-2)	-.146700	.250002	-.586793
Y(-3)	.101107	.236428	.427643
Y(-4)	-.257148	.220868	-1.16426
Y(-5)	.259460	.227906	1.13845
Y(-6)	-.299067	.231482	-1.29197
Y(-7)	.197157	.234342	.841323
Y(-8)	.036761	.160488	.229058

Equation 5
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 3.12125

Variance of residuals = .084358

Std. error of regression = .290445

R-squared = .977016

Ljung-Box Q-statistic1 = .401402E-03

Ljung-Box Q-statistic2 = .121227

Ljung-Box Q-statistic3 = .201818

Ljung-Box Q-statistic4 = .217274

Ljung-Box Q-statistic5 = 1.49115

Ljung-Box Q-statistic6 = 1.49151

Adjusted R-squared = .972046

Durbin-Watson statistic = 1.96616

Durbin's h alternative = -.043905

F-statistic (zero slopes) = 196.598

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.94133

Log of likelihood function = -3.39177

Ljung-Box Q-statistic7 = 1.49275

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.72979

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.85253

Ljung-Box Q-statistic10 = 2.86674

Ljung-Box Q-statistic11 = 2.86697

Ljung-Box Q-statistic12 = 7.06800

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-.011959	.226941	-.052696
Y(-1)	.043200	.156878	.275375
Y(-2)	-.127486	.203015	-.627964
Y(-3)	.175338	.205382	.853715
Y(-4)	-.040242	.138353	-.290866
X(-1)	1.41593	.169631	8.34715
X(-2)	-.472908	.289217	-1.63513
X(-3)	-.273177	.286725	-.952749
X(-4)	.219349	.182955	1.19893

Equation 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 46

Mean of dependent variable = 5.27826

Std. dev. of dependent var. = 1.73716

Sum of squared residuals = 3.26399

Variance of residuals = .079610

Std. error of regression = .282152

R-squared = .975964

Adjusted R-squared = .973619

Durbin-Watson statistic = 2.01824

Durbin's h alternative = -.529679

F-statistic (zero slopes) = 416.201

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -2.22953

Log of likelihood function = -4.42029

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.119882	.136749	.876656
X(-1)	1.44109	.147882	9.74483
X(-2)	-.441119	.263191	-1.67604
X(-3)	-.380350	.262908	-1.44671
X(-4)	.338345	.149768	2.25912

Equation 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.54758

Variance of residuals = .101903

Std. error of regression = .319223

R-squared = .969760

Adjusted R-squared = .950406

Durbin-Watson statistic = 1.99359

Durbin's h alternative = .950404

F-statistic (zero slopes) = 50.1070

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.28966

Log of likelihood function = -.742401

Ljung-Box Q-statistic1 = .087601

Ljung-Box Q-statistic2 = .103505

Ljung-Box Q-statistic3 = .149092

Ljung-Box Q-statistic4 = .258004

Ljung-Box Q-statistic5 = .258023

Ljung-Box Q-statistic6 = .474503

Ljung-Box Q-statistic7 = .567598

Ljung-Box Q-statistic8 = 2.64521

Ljung-Box Q-statistic9 = 2.95956

Ljung-Box Q-statistic10 = 2.96715

Ljung-Box Q-statistic11 = 3.22503

Ljung-Box Q-statistic12 = 7.61265

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.361509	.389155	.928957
Y(-1)	.017830	.211621	.084256
Y(-2)	-.263963	.268430	-.983360
Y(-3)	.304351	.255028	1.19340
Y(-4)	-.148485	.241786	-.614117
Y(-5)	-.106939	.246319	-.434150
Y(-6)	.046482	.241677	.192330
Y(-7)	.204265	.247996	.823662
Y(-8)	-.067042	.171624	-.390630
X(-1)	1.40403	.214059	6.55908
X(-2)	-.573599	.377791	-1.51830
X(-3)	-.040423	.380098	-.106348
X(-4)	.035516	.368817	.096297
X(-5)	-.145171	.376422	-.385662
X(-6)	.497098	.399642	1.24386
X(-7)	-.344184	.398640	-.863395
X(-8)	.080486	.238155	.337958

Equation 8
Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: X

Number of observations: 42

Mean of dependent variable = 4.95238

Std. dev. of dependent var. = 1.43344

Sum of squared residuals = 2.92735

Variance of residuals = .088708

Std. error of regression = .297838

R-squared = .965252

Adjusted R-squared = .956828

Durbin-Watson statistic = 2.01645

Durbin's h alternative = -1.01822

F-statistic (zero slopes) = 114.586

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -1.86264

Log of likelihood function = -3.66040

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.179222	.170563	1.05077
X(-1)	1.44124	.175681	8.20374
X(-2)	-.573655	.313530	-1.82966
X(-3)	-.130897	.319979	-.409079
X(-4)	.150054	.314314	.477402
X(-5)	-.173373	.322747	-.537178
X(-6)	.421196	.351348	1.19880
X(-7)	-.326265	.347261	-.939538
X(-8)	.130454	.191248	.682121

BIII - RELAÇÃO ENTRE AS TAXAS DE JURO DE CURTO E LONGO PRAZO

Causalidade entre TAEPNF e TAPART
(Jun/87 - Jun/96, Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96)

Regressões pelo OLS	Jun/87-Jun/96	Jun/87-Abr/92	Mai/92-Jun/96
	Estat. F ($m, T-2m-1$)	Estat. F ($m, T-2m-1$)	Estat. F ($m, T-2m-1$)
TAEPNF = f (TAEPNF, 4 lags passados; TAPART, 4 lags passados) TAEPNF = f (TAEPNF, 4 lags passados)	3,42** (4, 96)	2,01 (4, 46)	1,06 (4, 37)
TAEPNF = f (TAEPNF, 8 lags passados; TAPART, 8 lags passados) TAEPNF = f (TAEPNF, 8 lags passados)	1,73 (8, 84)	1,14 (8, 34)	0,76 (8, 25)
TAPART = f (TAPART, 4 lags passados; TAEPNF, 4 lags passados) TAPART = f (TAPART, 4 lags passados)	3,02** (4, 96)	5,71* (4, 46)	2,43*** (4, 37)
TAPART = f (TAPART, 8 lags passados; TAEPNF, 8 lags passados) TAPART = f (TAPART, 8 lags passados)	2,12** (8, 84)	4,48* (8, 34)	1,54 (8, 25)

* Significativo ao nível de 1%.

** Significativo ao nível de 5%.

*** Significativo ao nível de 10%.

Causalidade entre TPDP e TPPH
(Jun/87 - Jun/96, Jun/87 - Abr/92 e Mai/92 - Jun/96)

Regressões pelo OLS	Jun/87-Jun/96	Jun/87-Abr/92	Mai/92-Jun/96
	Estat. F ($m, T-2m-1$)	Estat. F ($m, T-2m-1$)	Estat. F ($m, T-2m-1$)
TPDP = f (TPDP, 4 lags passados; TPPH, 4 lags passados) TPDP = f (TPDP, 4 lags passados)	1,37 (4, 96)	2,77* (4, 46)	1,34 (4, 37)
TPDP = f (TPDP, 8 lags passados; TPPH, 8 lags passados) TPDP = f (TPDP, 8 lags passados)	1,14 (8, 84)	1,43 (8, 34)	2,61* (8, 25)
TPPH = f (TPPH, 4 lags passados; TPDP, 4 lags passados) TPPH = f (TPPH, 4 lags passados)	1,56 (4, 96)	1,54 (4, 46)	0,34 (4, 37)
TPPH = f (TPPH, 8 lags passados; TPDP, 8 lags passados) TPPH = f (TPPH, 8 lags passados)	1,06 (8, 84)	0,98 (8, 34)	4,52** (8, 25)

* Significativo ao nível de 5%.

** Significativo ao nível de 1%.